

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Séance plénière du 21 avril 2022 à 10h00

« Indicateurs du système de retraite et préparation du rapport annuel »

| |
|----------------------|
| Document n° 8 |
|----------------------|

| |
|---|
| <i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i> |
|---|

Durées de veuvage : mesures et disparités au sein de la population

Carole Bonnet, Julie Tréguier et Didier Blanchet
Document de travail en cours de rédaction

Durées de veuvage : mesures et disparités au sein de la population*

Carole Bonnet¹, Julie Tréguier², and Didier Blanchet³

¹Institut national d'études démographiques (Ined)

²Ined et EconomiX, Université de Paris Nanterre

³Institut des politiques publiques (IPP)

Résumé

L'approximation de la durée de veuvage, et notamment de veuvage féminin, comme la somme des écarts d'espérance de vie entre femmes et hommes et des éventuels écarts d'âge entre conjoints est très utilisée. Pourtant, elle conduit à des durées de veuvage sous-estimées, parfois de manière importante. Ainsi, si on prend le cas de la France, les écarts d'espérance de vie à 60 ans entre femmes et hommes sont aujourd'hui de l'ordre de 4,5 ans avec un écart d'âge entre conjoints d'environ 2 ans, en faveur des hommes. On s'attend donc à une durée de veuvage de l'ordre de 6,5 ans. Or, les (rares) données empiriques existantes indiquent des durées de veuvage qui sont plus élevées. La présente note a pour objectif d'expliquer les raisons de la sous-estimation résultant de l'utilisation de cette approximation par rapport au calcul exact de la durée de veuvage. On propose ensuite des évaluations empiriques des durées de veuvage basées sur l'utilisation de ce deuxième indicateur, dans le passé et en projection, par sexe et pour différentes dimensions socio-économiques. On met ainsi en évidence des disparités de durée de veuvage au sein de la population, selon le sexe, la catégorie socio-professionnelle et le niveau de vie. Pour calculer ces durées de veuvage, on mobilise les tables de mortalités de l'Insee (par sexe, catégorie socio-professionnelle et niveau de vie), ainsi que l'échantillon Interrégimes des Retraités (EIR).

*Cette note est rédigée à partir de [Bonnet et al. \(2022\)](#), document de travail en cours de rédaction, disponible auprès des auteurs.

Nous remercions Julien Bergeot, Bertrand Fragonard, Joëlle Gaymu, Jean-Michel Hourriez, Anne Lavigne, Caroline Petit, Simon Rabaté et Laurent Toulemon pour leurs nombreux commentaires et suggestions ; nous remercions aussi la Drees (Direction de la recherche de l'évaluation et des études statistiques) pour l'accès aux données. Cette recherche a bénéficié d'un financement du programme Droits, Égalité et Citoyenneté de la Commission Européenne (2014-2020) (projet GenPensGap). Nous restons seuls responsables des erreurs éventuelles.

1 Introduction

Malgré les réserves apportées dans deux articles anciens ([Goldman & Lord 1983](#), [Myers 1959](#)) et un récent article de [Compton & Pollak \(2021\)](#), l'approximation de la durée de veuvage (des femmes) comme la somme des écarts d'espérance de vie entre femmes et hommes et des éventuels écarts d'âge des conjoints reste très utilisée. La formule apparaît naturelle. Si on prend le cas de la France, les écarts d'espérance de vie à 60 ans entre femmes et hommes sont de l'ordre de 4,5 ans avec un écart d'âge entre conjoints d'environ 2 ans – en faveur des hommes – on s'attend donc à une durée de veuvage de l'ordre de 6,5 ans.

Or, cet estimateur, que l'on peut qualifier de naïf, sous-estime la durée mesurée directement sur données individuelles. Sur le champ des veuves aujourd'hui décédées, les durées de veuvage mesurées à la CNAV ou l'ARRCO/AGIRC sont de l'ordre de 16 années¹. On a le même genre de message lorsqu'on reconstitue ou projette ces durées par micro-simulation. [Pennec & Gaymu \(2011\)](#) estiment des durées de veuvage évaluées à 60 ans de l'ordre de 15 ans pour les femmes des générations 1910 à 1950 et d'environ 9 ans pour les hommes de ces mêmes générations. Plus récemment, d'après [Godet et al. \(2020\)](#), selon le modèle Destinie, les durées de perception de la réversion évaluées à 60 ans seraient d'un peu plus de 13 ans pour les personnes veuves de la génération 1950 et d'un peu plus de 12 ans pour celles de la génération 1980.

Comment rendre compte de telles différences ? Une partie de ces écarts pourrait tenir à des effets de génération, concernant à la fois les différences de mortalité entre femmes et hommes et les écarts d'âge entre conjoints. Les écarts d'espérance de vie dans les anciennes générations étaient plus importants et les écarts d'âge entre conjoints ont aussi pu varier. Les gains d'espérance de vie ont également évolué de façon inégale entre les individus au regard de leur niveau social. L'impact de cette évolution différenciée est néanmoins difficile à déterminer a priori. La comparaison des durées de veuvage souffre enfin parfois du fait que sont confrontées des évaluations de la durée de veuvage à la naissance ou des durées de veuvage calculées à l'âge de 60 ans. Mais la principale raison tient au fait qu'un certain nombre de femmes décèdent avant leur mari, résultante d'un chevauchement des fonctions de répartition de la mortalité. N'en tenant pas compte, « l'utilisation des espérances de vie individuelles pour calculer des mesures synthétiques pour les couples conduit à des résultats trompeurs » ([Compton & Pollak 2021](#)).²

On peut se convaincre très facilement du rôle de ce chevauchement avec quelques cas stylisés

1. La durée de service de la pension (régime général) pour les pensionnés de réversion décédés en 2018 est d'un peu plus de 16 ans (Source : CNAV, cité dans HCFEA (2020), Note sur les pensions de réversion, Conseil de l'Âge).

2. « Using individual life expectancies to calculate summary measures for couples is intuitively appealing but yield misleading results, overstating joint life expectancy and dramatically understating survivor life expectancies. »

simples sans écart d'âge entre conjoints. Un cas extrême d'absence de chevauchement est celui où tous les hommes décèderaient au même âge a_h et toutes les femmes au même âge $a_f \geq a_h$. Dans ce cas, la formule s'appliquerait, toutes les femmes connaîtraient une période de veuvage de durée égale à $a_f - a_h$. La formule simplifiée resterait encore valide avec un âge au décès unique commun aux deux sexes : tous les conjoints décèderaient simultanément et la durée de veuvage serait nulle. Mais ceci n'est plus vrai si l'égalité $a_f = a_h$ ne concerne que les âges moyens au décès, avec dispersion autour de cette valeur commune. La formule naïve continuera d'indiquer une durée de veuvage nulle. Or, la dispersion des âges au décès fera qu'il y a à la fois des veufs et de veuves, donc des durées de veuvage non nulles pour les unes comme pour les autres.

C'est le même chevauchement qui explique que la formule apparaisse trivialement inadaptée pour les hommes. Dans leur cas, $a_f \geq a_h$ conduit à une durée de veuvage négative ce qui n'a évidemment pas de sens et la formule reste inexacte même en tronquant conventionnellement son résultat à zéro. Les femmes décèdent en moyenne plus tard que les hommes, mais le chevauchement des distributions d'âge au décès fait qu'il y a néanmoins des femmes qui décèdent avant leur conjoint, donc des veufs, et donc une durée de veuvage également positive pour les hommes.

Calculer une durée de veuvage le plus précisément possible est important. En particulier, au niveau individuel, une durée sous-estimée peut fausser les choix en matière d'épargne et de transmission au conjoint survivant. Elle conduit aussi à sous-estimer la durée de la période pendant laquelle le conjoint survivant aura besoin d'aide externe en cas de perte d'autonomie (le conjoint est le premier aidant pour les personnes en perte d'autonomie). D'un point de vue de politique publique, sous-estimer la durée du veuvage peut conduire à réduire l'attention portée aux pensions de réversion et aux règles générales d'indexation des pensions après liquidation. Leur incidence est d'autant plus marquée que la durée passée en retraite est élevée, et en particulier la durée passée en veuvage. Ces risques sont encore accrus si on anticipe un resserrement des écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes et si ce resserrement accroît le biais de l'indicateur naïf. Enfin, dans la comparaison entre sous-populations, l'utilisation de l'indicateur naïf peut donner une vision faussée des redistributions à l'œuvre, en lien avec les différences de durée de veuvage.

Dans ce contexte, l'objectif de la présente note est double. Il s'agit d'une part de réexposer les propriétés formelles de l'indicateur exact de la durée de veuvage pour rendre compte de l'ampleur de son écart avec l'indicateur naïf, calculé comme la différence entre l'espérance de vie entre femmes et hommes auquel on ajoute l'écart d'âge éventuel entre conjoints. Cela permettra en particulier d'indiquer dans quelle mesure la mobilisation de cet indicateur naïf peut conduire

à des conclusions biaisées. D'autre part, on propose dans cette note des évaluations empiriques des durées de veuvage reflétant cet indicateur exact, dans le passé et en projection, par sexe et pour différentes dimensions socio-économiques (catégories socio-professionnelles et niveau de vie). Pour cela, on mobilise les tables de mortalités de l'Insee dans ces différentes dimensions ainsi que l'échantillon Interrégimes des Retraités (EIR).

2 Calcul des durées de veuvage

L'objectif est ici de détailler le calcul de la durée de veuvage pour identifier les raisons de l'écart avec l'indicateur naïf et quantifier son ampleur. On présente en premier lieu un calcul sans écart d'âge entre conjoints puis avec un écart d'âge.

2.1 Calcul de la durée de veuvage sans écart d'âge entre conjoints

On va calculer l'espérance du nombre d'années passées en veuvage pour une femme d'âge x , notée $WD_f(x)$, en se plaçant dans le cas simple sans écart d'âge entre conjoints au sein des couples. On note respectivement $d(u)$, $s(u)$ et $e(u)$ les décès, survies et espérance de vie à l'âge u et ω l'âge maximal de la vie³. On rappelle qu'on a les relations $d(u) = -s'(u)$ et $e(u) = \int_u^\omega s(v)/s(u)dv$ et on utilise les indices f et m pour distinguer les fonctions relatives aux femmes et aux hommes. On néglige ici, en première approche, la mortalité avant l'âge x , on pose donc $s_f(x) = s_m(x) = 1$. On considère que les couples sont mariés et on ignore le fait qu'ils peuvent divorcer. Nous ne prenons pas en compte le fait que les probabilités de décès des deux conjoints puissent être corrélées, soit en raison d'une catastrophe commune, du syndrome du cœur brisé (Parkes et al. 1969) ou bien du mode de vie commun⁴.

Ces hypothèses ayant été posées, une première façon de calculer la durée de veuvage est de partir du fait qu'une femme qui est encore en vie à l'âge $u \geq x$, avec la probabilité $s_f(u)$, voit son conjoint décéder à cet âge avec la probabilité $d_m(u)$. Elle a donc une probabilité $s_f(u).d_m(u)$ d'entrer en veuvage à cet âge u . Si cet événement se réalise, il lui reste ensuite $e_f(u)$ années à vivre. L'espérance de la durée de veuvage s'obtient en sommant le produit de ces termes sur

3. Toutes ces grandeurs sont nulles au-delà de cet âge ω

4. D'après la littérature (par exemple, Frees et al. (1996)), faire l'hypothèse d'indépendance des espérances de vie des conjoints conduirait à un léger biais sur la durée de veuvage (à la hausse, d'environ 5 %).

l'ensemble des valeurs possibles de x , soit

$$\begin{aligned} WD_f(x) &= \int_x^\omega d_m(u).s_f(u).e_f(u)du \\ &= \int_x^\omega d_m(u).s_f(u). \left[\int_u^\omega \frac{s_f(v)}{s_f(u)} dv \right] .du \end{aligned} \quad (1)$$

Introduisons la notation intermédiaire $k_f(u) = \int_u^\omega s_f(v)dv$ qui vérifiera $k'_f(u) = -s_f(u)$.

L'expression précédente se réécrit :

$$WD_f(x) = \int_x^\omega d_m(u).k_f(u).du = - \int_x^\omega s'_m(u).k_f(u).du$$

Elle peut s'intégrer par parties, ce qui donne :

$$[-s_m(u).k_f(u)]_x^\omega + \int_x^\omega s_m(u).k'_f(u).du = -s_m(\omega).k_f(\omega) + s_m(x).k_f(x) - \int_x^\omega s_m(u).s_f(u).du$$

Or le premier terme de cette nouvelle expression est nul puisque $s_m(\omega)$ l'est.

On a par ailleurs $k_f(x) = \int_x^\omega s_f(u).du$. En tenant également compte de ce que $s_m(x) = 1$, on est donc ramené à :

$$WD_f(x) = \int_x^\omega s_f(u).[1 - s_m(u)].du \quad (2)$$

Cette dernière expression (2) traduit en fait formellement le fait que la durée de veuvage se calcule comme la somme du nombre d'années à vivre par les femmes à compter de l'âge x , i.e. la somme des probabilités $s_f(u)$ d'être encore en vie à chaque âge $u \geq x$, pondérées par les probabilités $(1 - s_m(u))$ que leur conjoint ne le soit plus à chacun de ces âges.⁵

Dans la suite de la note, on utilisera le terme **durée de veuvage non conditionnelle** pour désigner la durée calculée telle que ci-dessus. Cette durée de veuvage est calculée sur l'ensemble des femmes, qu'elles connaissent ou non le veuvage (c'est-à-dire en incluant dans le calcul les

5. En supposant deux états possibles pour une femme à l'âge u (soit le mari meurt à l'âge u , soit il ne meurt pas à l'âge u , les probabilités associées à ces deux état sommant à 1), on peut écrire son espérance de vie de la manière suivante :

$$\begin{aligned} LE_f(x) &= \int_x^\omega e_f(u).s_f(u).[d_m(u) + s_m(u)]du \\ &= \int_x^\omega e_f(u).s_f(u).d_m(u)du + \int_x^\omega e_f(u).s_f(u).s_m(u)du \\ &= WD_f(x) + JS(x) \end{aligned}$$

L'espérance de vie à l'âge x est ainsi la somme de la durée de veuvage et de la durée du couple (survie jointe $JS(x)$) (voir aussi l'écriture en annexe A.1).

durées de veuvage nulles pour celles qui ne le connaissent pas). Elle est notée $WD_f(x)$.

Dans son utilisation habituelle, ce n'est pas la durée de veuvage non conditionnelle qui est utilisée mais la durée de veuvage calculée uniquement sur les femmes qui connaissent le veuvage, dit autrement la durée de veuvage conditionnelle au fait de passer par cet état de veuvage. Cette durée est calculée comme le ratio entre la durée de veuvage non conditionnelle, calculée ci-dessus, et la probabilité de connaître l'événement veuvage. En repartant de l'expression (2), elle s'écrit :

$$WD_f^C(x) = \frac{\int_x^\omega s_f(u) \cdot [1 - s_m(u)] \cdot du}{\int_x^\omega s_f(u) \cdot d_m(u) du}$$

Le dénominateur est inférieur à un. La durée de veuvage conditionnelle est supérieure à la durée non conditionnelle car elle exclut les durées nulles des femmes qui décèdent avant leur conjoint.

Dans la suite de cette note, on utilisera le terme **durée de veuvage** pour désigner cette durée conditionnelle calculée ci-dessus. Elle est notée $WD_f^C(x)$.

2.2 Comment expliquer l'écart avec l'indicateur naïf de durée de veuvage ?

On peut écrire l'équation (2) d'une autre manière afin de faire apparaître les espérances de vie des hommes et des femmes, utilisées dans l'indicateur naïf :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \int_x^\omega s_f(u) \cdot s_m(u) \cdot du = e_f(x) - e_m(x) \frac{\int_x^\omega s_f(u) \cdot s_m(u) \cdot du}{\int_x^\omega s_m(u) \cdot du} \quad (3)$$

De cette équation (3), on observe que $WD_f(x)$ est plus élevée que la différence entre les espérances de vie individuelles $e_f(x) - e_m(x)$ car $\frac{\int_x^\omega s_f(u) \cdot s_m(u) \cdot du}{\int_x^\omega s_m(u) \cdot du}$ est plus petit que 1.

Pour que la différence $e_f(x) - e_m(x)$ soit égale à $WD_f(x)$, il serait nécessaire que $s_f(u) = 1$ sur tout le support de $s_m(u)$. Dit autrement, il faudrait qu'aucune femme ne meure avant que l'ensemble des hommes soient décédés.

De la même manière, dans le cas où $s_m(u) = 1$ sur tout le support $s_f(u)$, on obtient :

$$e_f(x) - \int_x^\omega s_f(u) du = 0$$

Dans ce cas de figure, il n'y aurait effectivement aucun veuvage féminin, sa durée serait nulle, alors que l'expression naïve donnerait un chiffre négatif.

Par symétrie, on a :

$$WD_m(x) = e_m(x) - \int_x^\omega s_f(u) \cdot s_m(u) \cdot du$$

qui implique bien l'identité entre l'estimateur naïf $e_f(x) - e_m(x)$ et la différence des durées de veuvage non conditionnelles $WD_f(x) - WD_m(x)$.

En fait, la différence des espérances de vie est un estimateur qui compterait négativement les cas où l'ordre des décès est inversé, ce qui revient à soustraire la durée de veuvage des hommes de celle des femmes.⁶

L'indicateur naïf sous-estime donc la durée de veuvage par rapport au calcul de la durée de veuvage non conditionnelle. Cette sous-estimation est encore plus marquée si on la compare à la durée de veuvage. La question suivante est alors d'identifier l'ampleur de cette sous-estimation.

2.3 Un exemple stylisé pour appréhender l'ampleur de la différence entre les différents indicateurs

Pour se faire une première idée de l'ampleur des biais, on peut pousser plus loin le calcul du biais dans un exemple stylisé de différence de mortalité entre hommes et femmes qui va consister à approximer linéairement les survies entre l'âge x et des âges limites différenciés par genre, ω_f et ω_m . On suppose donc des fonctions des survies :

$$s_m(u) = \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} \text{ and } s_f(u) = \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x}$$

Auxquelles seront associées les espérances de vie :

$$e_m(x) = \frac{\omega_m - x}{2} \text{ and } e_f(x) = \frac{\omega_f - x}{2}$$

Avec ces fonctions de survie, on peut calculer la durée de veuvage non conditionnelle, qui est alors égale à (le calcul est détaillé en annexe A.2) :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_m - x}{\omega_f - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_f - x) - \frac{1}{6}(\omega_m - x) \right] = e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)} \quad (4)$$

Cette formule ne s'applique que pour ω_m et donc $e_m(x)$ inférieurs à, respectivement, ω_f et $e_f(x)$. C'est le cas empiriquement intéressant mais, pour donner une image complète, on peut la prolonger au-delà. Il suffit d'inverser les rôles de ω_m et ω_f (voir calcul détaillé en annexe A.2). Il vient dans ce deuxième cas :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_f - x}{\omega_m - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_m - x) - \frac{1}{6}(\omega_f - x) \right] = \frac{1}{3} \frac{e_f^2(x)}{e_m(x)} \quad (5)$$

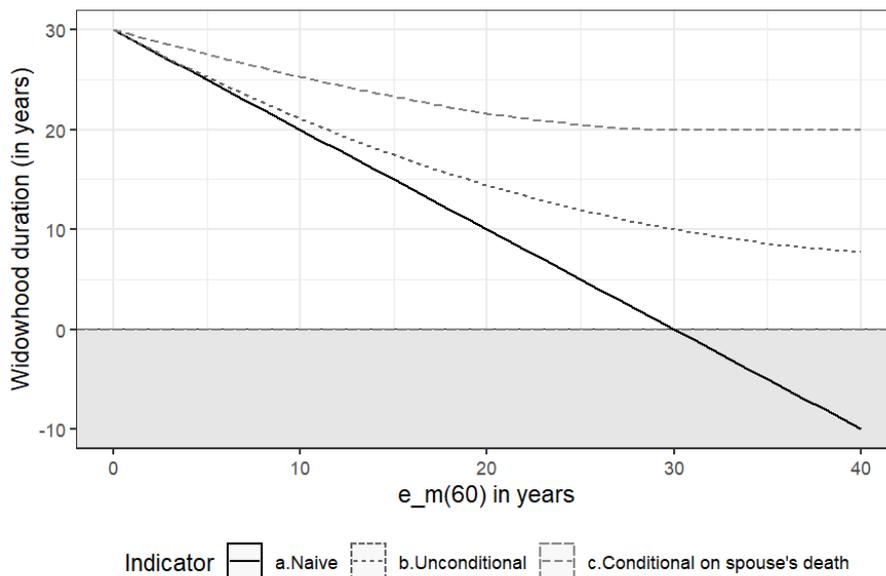
6. Le même genre de raisonnement s'applique à un autre type de calcul souvent pratiqué en matière de retraite celui de la durée de la retraite. La calculer comme différence entre l'espérance de vie totale et l'âge de la retraite revient à compter des durées négatives pour les individus décédant avant la retraite, au lieu de leur attribuer des retraites égales à zéro. Même lorsque l'espérance de vie globale était proche de l'âge, il y avait tout de même une espérance positive de vie à la retraite.

qui donne bien évidemment des valeurs positives, alors qu'on est dans une zone où la formule naïve $e_f(x) - e_m(x)$ donne une durée de veuvage négative.

On peut vérifier que les deux expressions (4) and (5) se raccordent en niveau et en dérivée au point où $e_m(x)$ est juste égal à $e_f(x)$, avec une durée de veuvage égale dans ce cas au tiers de l'espérance de vie commune des hommes et des femmes⁷.

La figure 1 donne le profil complet de la formule naïve et des deux formules plus précises, en fonction de $e_m(60)$, pour $e_f(60) = 30$. Il n'y a qu'en $e_m(60) = 0$ que la formule naïve coïncide avec la formule précise de la durée de veuvage, donc dans le cas extrême d'un décès immédiat des hommes excluant toute vie de couple après 60 ans (et aucun veuvage masculin). Le biais de la formule naïve se creuse ensuite continument. Il est de 5 ans quand la durée de vie masculine est de 20 ans, de 10 ans lorsqu'elle rejoint celle des femmes. On a donc bien des biais de grande ampleur.

FIGURE 1 – Formules naïve et exactes pour des fonctions de survie linéaires à partir de l'âge x



SOURCE : Calculs des auteurs.

NOTE : On suppose une espérance de vie féminine à 60 ans égale à 30 ans

Qu'en est-il dans le même cas de la durée de veuvage conditionnelle? La probabilité que la femme passe par le veuvage s'écrit $\int_x^{\omega_f} d_m(u)s_f(u)du$. Ici, la fonction $d_m(u)$ a une distribution uniforme entre les âges x and ω_m . Dans le cas $\omega_m < \omega_f$, la probabilité de veuvage, notée $P(W)_f$, s'écrit donc :

7. L'espérance de vie de 30 ans (à 60 ans) se décompose en 20 ans de vie de couple et 10 ans de durée de veuvage non conditionnelle

$$P(W)_f(x) = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{\omega_f - (\omega_m + x)/2}{\omega_f - x} = \frac{\omega_f - x - (\omega_m - x)/2}{\omega_f - x}$$

soit encore :

$$P(W)_f(x) = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = 1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}$$

La probabilité de passer par le veuvage est notamment de 1 si $e_m(x) = 0$, et elle est de $\frac{1}{2}$ si hommes et femmes ont les mêmes mortalités. Dans le cas où c'est l'espérance de vie féminine qui est la plus basse (i.e. $\omega_m > \omega_f$), la probabilité de veuvage est, symétriquement :

$$P(W)_f(x) = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}$$

Les deux formules qui en résultent pour les durées de veuvage sont donc :

$$WD_f^C(x) = \frac{e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)}}{1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}}$$

et

$$WD_f^C(x) = \frac{\frac{1}{3} \frac{e_f^2(x)}{e_m(x)}}{\frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}} = \frac{2}{3} e_f(x)$$

On note que cette seconde formule donne, pour $\omega_m > \omega_f$, une durée conditionnelle qui est indépendante de l'espérance de vie des hommes. Ce paradoxe s'explique facilement. Conditionnellement au fait qu'il y a veuvage, ce qui détermine sa durée est uniquement l'âge auquel il survient pour la femme, qui détermine sa durée de vie restante. Tant qu'on est dans le cas $\omega_m < \omega_f$, les âges au veuvage sont équirépartis sur l'intervalle $[x, \omega_m]$, la hausse de ω_m décale donc vers le haut la distribution des âges féminins au veuvage, ce qui en réduit la durée lorsque veuvage il y a. En revanche, avec la spécification de cette section, une fois que $\omega_m > \omega_f$, ces âges féminins au veuvage sont équirépartis sur l'intervalle $[x, \omega_f]$, la durée moyenne conditionnelle du veuvage cesse donc de décroître avec ω_m , seule sa probabilité de survenue continue à se réduire.

Le résultat est à nouveau reporté sur la figure 1, avec des écarts très amplifiés par rapport à la formule naïve. Pour des espérances de vie identiques des hommes et des femmes (30 ans), les espérances conditionnelles (20 ans) sont le double des espérances non conditionnelles (10 ans) : chaque conjoint a une chance sur deux d'être le conjoint survivant et, lorsque ça lui arrive, la durée passée en veuvage est le double de ce qu'elle est en moyenne, non conditionnellement, pour

chacun des deux conjoints.

2.4 Prise en compte de l'écart d'âge entre conjoints

Que devient le biais en présence d'un écart d'âge entre conjoints ? En supposant que l'homme est plus âgé que la femme d'un écart d'âge Δ , la formule naïve consiste à ajouter cet écart d'âge à l'écart d'espérances de vie à l'âge x , soit $(e_f(x) - e_m(x) + \Delta)$. Sans reprendre l'ensemble du calcul de la section 2.1, c'est directement de l'expression (2) qu'on va repartir pour établir la formule exacte. On va supposer que l'homme est plus âgé que la femme d'un écart d'âge Δ , et, cette fois-ci, on va également tenir compte des mortalités avant l'âge x auquel est observée la femme, notamment le fait qu'elle puisse être déjà veuve à cet âge, auquel cas elle passera dans cet état l'ensemble des années lui restant à vivre. La formule (2) se réécrit dans ce cas :

$$WD_f(x, \Delta) = \frac{1}{s_f(x)} \int_x^\omega s_f(u) \cdot [1 - s_m(u + \Delta)] du \quad (6)$$

Cette formule cumule à nouveau les années vécues par la femme à chaque âge $u > x$, conditionnellement à la probabilité $s_f(x)$ qu'elle soit observée encore en vie à l'âge x , en les pondérant par les probabilités que son conjoint ne soit plus en vie, déterminées par les survies masculines $s_m(u + \Delta)$. Dans cette nouvelle formule, c'est donc dès l'âge x que la femme peut-être en situation de veuvage, avec une probabilité $1 - s_m(x + \Delta)$.⁸

Pour la comparaison avec la formule naïve $e_f(x) - e_m(x) + \Delta$, il faut réécrire cette expression (6) d'une manière qui fasse apparaître les termes de cette formule naïve. On peut écrire :

$$WD_f(x, \Delta) = \frac{1}{s_f(x)} \int_x^\omega s_f(u) \cdot [1 - s_m(u) + s_m(u) - s_m(u + \Delta)] du$$

et donc

$$WD_f(x, \Delta) = e_f(x) - e_m(x) \frac{\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \cdot s_m(u) du}{\int_x^\omega s_m(u) du} + \Delta \int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \left[\frac{s_m(u) - s_m(u + \Delta)}{\Delta} \right] du$$

Dans cette formule, les deux premiers termes sont ceux de l'équation (3), avec $\frac{\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \cdot s_m(u) du}{\int_x^\omega s_m(u) du}$ inférieur à un comme précédemment. Le terme affecté à Δ l'est également. On a en effet (approximativement) :

$$\int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} \left[\frac{s_m(u) - s_m(u + \Delta)}{\Delta} \right] du \approx \int_x^\omega \frac{s_f(u)}{s_f(x)} d_m(u) du \leq \int_x^\omega d_m(u) du = s_m(x) \leq 1$$

8. Moyennant toutefois, si besoin, une fonction de survie masculine ne prenant pas la naissance pour origine, mais plutôt un âge représentatif des âges d'entrée en union, pour éviter que l'évaluation du veuvage soit à tort gonflée de décès masculins survenant avant les entrées en union.

l'égalité à un ne valant que si $s_m(x)$ vaut un et si on a $\frac{s_f(u)}{s_f(x)} = 1$ sur l'ensemble du support de $d_m(u)$, c'est-à-dire à nouveau l'hypothèse extrême d'absence de mortalité féminine avant que l'ensemble des hommes soient décédés conduisant à une absence totale de veuvages masculins. Le fait que le terme $e_m(x)$ soit affecté d'un coefficient inférieur à un qui est ignoré par la formule naïve, va à nouveau conduire celle-ci à sous-estimer la durée du veuvage. En revanche, puisque Δ intervient positivement, ignorer sa pondération inférieure à un crée un biais inverse de sur-estimation par la formule naïve. Ce qui joue dans le sens d'un biais à la hausse est le fait que l'estimateur naïf considère qu'un écart de Δ ajoute forfaitairement Δ années de veuvage à l'ensemble des femmes, en ignorant que cet écart n'empêchera pas certaines d'entre elles de quand même décéder en premier, et certaines autres décédant également moins de Δ années après leur mari.

A priori, on s'attend néanmoins à ce que ce biais de sens inverse soit moins marqué que le premier, mais la question est empirique, ce qui est l'approche vers laquelle on se tourne dans la suite de ce texte.

3 Calcul de durées de veuvage à partir des tables de mortalités

3.1 Données et méthodologie

Données Nous utilisons les tables de mortalité françaises masculines et féminines ([Blanpain & Buisson 2016](#), [Insee 2017](#)), qui donnent des distributions de mortalité par âge. Dans l'analyse principale, nous utilisons des tables construites sur longue période (1977–2013) et projetées (2013–2070) pour la France métropolitaine. Dans le paragraphe 3.5, nous utilisons des tables de mortalité par catégorie socio-professionnelle et niveau de vie ([Blanpain 2016](#), [2018b](#)).

Ces tables se rapportent à la moyenne des populations féminine et masculine. En particulier, nous ne tenons compte ni de l'interdépendance entre les espérances de vie de la femme et de l'homme, ni des tables de mortalité spécifiques aux individus mariés, qui présentent des taux de mortalité moins élevés que les individus non mariés. Nous calculons la durée attendue du veuvage à 60 ans, ce qui est habituel dans la littérature ([Compton & Pollak 2021](#))⁹. Pour harmoniser les résultats, nous affichons la durée du veuvage par période plutôt que par cohorte. En effet, les tables de mortalité construites par catégories socio-économiques et par niveau de vie ne sont disponibles que pour 2016. Nous indiquons néanmoins les variations de la durée du veuvage selon

9. Nous ne disposons pas des tables de mortalités différenciées par statut conjugal. Nous utilisons donc les tables de mortalités par âge de la population générale et calculons une durée de veuvage à 60 ans, en faisant l'hypothèse que les individus considérés restent mariés jusqu'au décès de leur conjoint et qu'ils ne se remarient pas ensuite.

les cohortes de naissance dans la figure B.1 de l'annexe.¹⁰

Méthodologie Afin de pouvoir utiliser les tables de mortalité, nous employons une formule en temps discret au lieu de son équivalent continu développé dans la section précédente (équation (2)). Nos principales analyses supposent une différence d'âge de deux ans entre les conjoints ($\Delta = 2$), correspondant à la médiane observée pour les couples mariés (Papon 2019). La formule du veuvage attendue est analogue à la formule continue et est égale au rapport de la durée de veuvage attendu sur la probabilité qu'une femme survive à son mari. Le numérateur est calculé comme la somme cumulée de 60 à ω du produit de trois termes différents : (1) le nombre d'hommes ayant deux ans de plus que les femmes et décédés à l'âge donné ; (2) le nombre de femmes survivantes à cet âge ; et (3) l'espérance de vie des femmes à cet âge. Le dénominateur est calculé comme la somme de 60 à ω du produit de (a) le nombre de décès masculins à l'âge considéré, et (b) le nombre de femmes survivantes à cet âge.

$$WD_f^C(x) = \frac{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a+2}^m \cdot \frac{S_a^f + S_{a+1}^f}{2} \cdot \frac{e_a^f + e_{1+a}^f}{2}}{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a+2}^m \cdot \frac{S_a^f + S_{a+1}^f}{2}}$$

la durée de veuvage des hommes est calculée de manière identique :

$$WD_m^C(x) = \frac{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a-2}^f \cdot \frac{S_a^m + S_{a+1}^m}{2} \cdot \frac{e_a^m + e_{a+1}^m}{2}}{\sum_{a=60}^{\omega} d_{a-2}^f \cdot \frac{S_a^m + S_{a+1}^m}{2}}$$

Ces durées de veuvage sont calculées pour des couples formés au hasard. Nous effectuons ces calculs pour les tables historiques 1977-2013 ; les tables projetées 2014-2070 (pour évaluer l'évolution de la durée du veuvage dans le temps) et les tables de mortalité 2016 par statut socioprofessionnel et vingtiles de niveau de vie (pour mettre en évidence l'hétérogénéité).

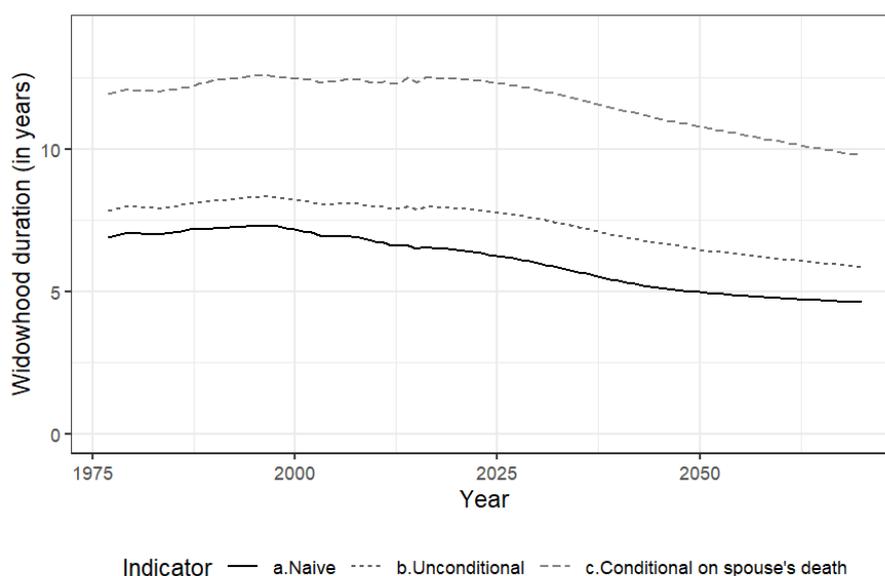
3.2 Tendances de long-terme des durées de veuvage

Sur la période 1977-2013, la durée du veuvage féminin, au sens conditionnel du terme, est stable et égale à 12 ans (figure 2). Cette durée de veuvage à 60 ans pour les femmes résulte de la combinaison d'une durée non conditionnelle, égale à 8 ans (figure 2) et d'une probabilité de veuvage, égale à 63% sur la période, figure B.2). Ce résultat est bien supérieur à la différence

10. Nous calculons ainsi que la durée du veuvage a légèrement augmenté de 12,5 ans à 13,5 ans entre les cohortes 1917 et 1950. Depuis lors, la projection de la durée du veuvage diminue entre les cohortes. Elle atteint environ 10 ans pour les femmes nées en 1990 et se stabilise quasiment pour les cohortes suivantes. La durée du veuvage des hommes présente une variation similaire entre les cohortes. Elle est égale à 9,5 ans pour les hommes nés en 1917, atteint 10,2 ans pour ceux nés dans les années 1950, et devrait diminuer jusqu'à 8,5 ans pour ceux nés en 1990.

entre les espérances de vie individuelles, qui varie entre 6 et 7 ans sur la période passée. Pour les hommes, la durée du veuvage est égale à 9 ans en moyenne et augmente légèrement sur la période 1977-2013 (figure B.3, annexe). Les hommes connaissent le veuvage moins souvent (37% de probabilité, figure B.2, annexe), mais pour une durée significative lorsque l'événement se produit.

FIGURE 2 – Evolution de la durée de veuvage féminine, 1975-2070



NOTE : L'indicateur naïf est calculé comme la différence entre l'espérance de vie de la femme et celle de l'homme, à laquelle est ajouté l'écart d'âge entre conjoints.
SOURCE : Tables de mortalité, Insee. Calculs des auteurs.

Comme on l'a indiqué dans la section 2, l'indicateur naïf de la durée du veuvage rend compte négativement de la durée du veuvage des femmes qui meurent en premier. Autrement dit, la durée du veuvage selon l'indicateur naïf est égale à la différence entre les durées de veuvage non conditionnelles à laquelle on ajoute l'écart d'âge. Ainsi, l'indicateur naïf (environ 7 ans sur la période passée) est égal à 8 moins 3 (figures 2 et B.3) plus 2 ans (écart d'âge).

A l'horizon 2070, quel que soit l'indicateur, la durée du veuvage diminue, du fait de la convergence des espérances de vie des hommes et des femmes (figure B.4, annexe). La durée de veuvage restera néanmoins à des niveaux élevés, de l'ordre de 10 ans en 2070 (figure 2).

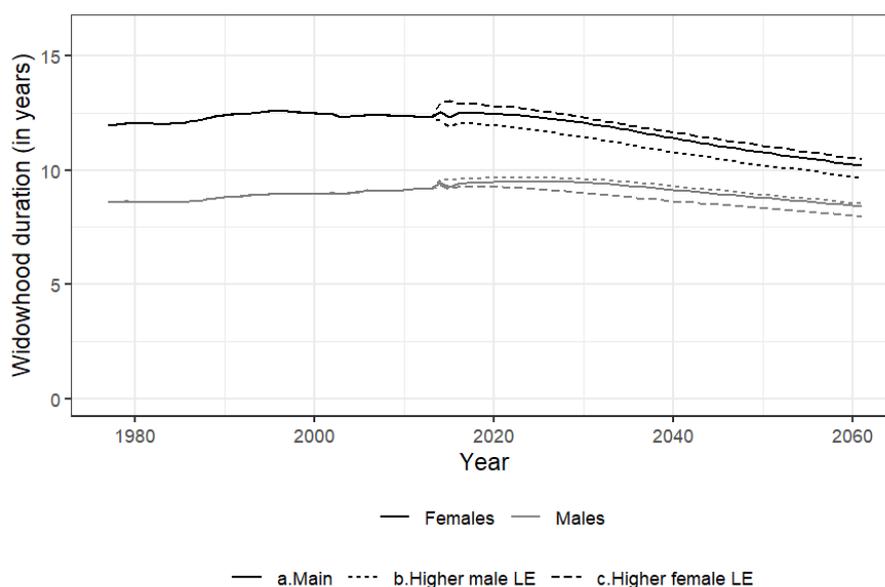
Pour les hommes, la durée de veuvage non conditionnelle reste stable à environ 3 ans. La probabilité de veuvage augmente légèrement au fil des ans (figure B.3, annexe). La combinaison des deux résulte dans une durée de veuvage qui diminue légèrement en projection.

3.3 Le rôle de l'espérance de vie

Nous avons mis en évidence dans la section 2 que la durée du veuvage dépend à la fois de sa propre espérance de vie et de celle de son conjoint. Cette double dépendance est impossible à quantifier directement à partir des formules analytiques. Nous pouvons cependant la calculer empiriquement en augmentant successivement d'un an l'espérance de vie des femmes et des hommes ¹¹.

Dans un scénario où l'espérance de vie des femmes serait supérieure d'un an à celle des projections actuelles de l'Insee (scénario central), la durée du veuvage des femmes serait plus longue d'un quart d'année que dans le scénario central (figure 3, lignes noires). Si l'espérance de vie des hommes était supérieure d'un an aux projections réelles de l'Insee, la durée du veuvage des femmes serait inférieure d'un semestre en 2070. Si l'espérance de vie des hommes (lignes grises) était supérieure d'un an, la durée du veuvage masculin serait plus longue de deux mois, alors qu'elle serait plus courte de six mois si l'espérance de vie des femmes était supérieure d'un an.

FIGURE 3 – Durée de veuvage selon le scénario de mortalité



SOURCE : Tables de mortalité, Insee. Calculs des auteurs.

11. Pour mettre en oeuvre ce scénario, on suppose que les quotients de mortalité en 2017, la première année de projection, sont ceux du scénario central décalés de 7 ans de plus (de 9 ans pour les femmes). Ceci permet d'obtenir des espérances de vie qui sont environ 1 an supérieures à celles observées en 2017. Plus précisément, nous comparons la durée de veuvage calculée sur la base de trois scénarios de mortalité. En complément du scénario central de l'Insee, nous en considérons un premier dans lequel l'espérance de vie des femmes à 60 serait d'une année supérieure à celle observée aujourd'hui. Un tel scénario correspond à celui projeté par l'Insee à horizon 7 ans. Nous utilisons donc les distributions de mortalité « vieilles » de 7 ans. Ensuite, nous considérons un deuxième scénario, dans lequel l'espérance de vie des hommes à 60 serait d'une année supérieure à celle observée aujourd'hui. Pour cela, nous utilisons les distributions de mortalité projetées de l'Insee « vieilles » de 9 ans.

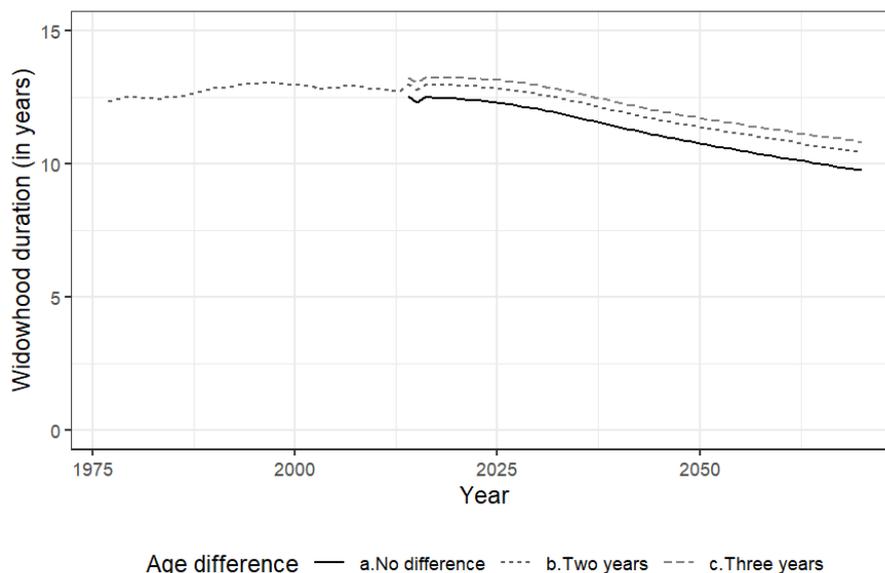
Le lien entre l'espérance de vie et la durée du veuvage peut également être illustré en se référant à l'espérance de vie jointe. En effet, la durée du veuvage non conditionnelle correspond à l'aire entre les courbes de survie jointe et individuelle. Comme le montre la figure B.5 en annexe, la diminution de la différence entre les espérances de vie des hommes et des femmes conduit à une rectangularisation des courbes de survie du couple, réduisant ainsi la zone entre les courbes jointe et individuelle.

Empiriquement, il apparaît que le rôle joué par sa propre espérance de vie sur l'évolution de la durée de veuvage est moins important que celui joué par l'espérance de vie de son conjoint.

3.4 Le rôle de l'écart d'âge entre conjoints

Lors du calcul de la durée du veuvage, la différence d'âge entre les conjoints contribue à réduire le nombre de cas où la femme meurt avant son mari. Cependant, l'écart d'âge n'a pas un impact de un pour un sur la durée du veuvage. En d'autres termes, en raison du chevauchement des distributions de l'âge au décès pour les femmes et les hommes, l'écart d'âge entre les conjoints ne se reflète pas entièrement dans la durée du veuvage. Ainsi, la durée prévue du veuvage à 60 ans en 2014 est égale à 12,5 ans s'il n'y a pas d'écart d'âge entre les conjoints ; 13 ans si la femme a deux ans de moins que son mari ; et 13,3 ans si elle a trois ans de moins. En 2070, ces durées seraient égales à 9,8, 10,4 et 10,8 ans, respectivement (figure 4).

FIGURE 4 – Durée de veuvage des femmes en fonction de l'écart d'âge entre conjoints



NOTE : *No difference* correspond au premier tercile de la distribution des différences d'âge entre conjoints ; une différence de *deux ans* correspond à la médiane de la distribution ; et *trois ans* au tercile supérieur.

SOURCE : Tables de mortalité, Insee. Calculs des auteurs.

L'influence de l'écart d'âge dépend de l'espérance de vie des femmes et des hommes. En effet,

le chevauchement entre les distributions de l'âge au décès varie avec la forme des distributions elles-mêmes.¹² Empiriquement, l'écart d'âge n'a pas d'impact de un pour un sur la durée du veuvage, mais celle-ci est modifiée en proportion inverse de l'espérance de vie par une réduction du chevauchement de la distribution de mortalité. En effet, par rapport à l'absence d'écart d'âge entre les conjoints, un écart d'âge de deux ans augmente la durée du veuvage d'une demi-année en 2014 et de 0,4 année en 2070. Cela est cohérent avec le fait que le chevauchement est réduit par le processus de rectangularisation des courbes de mortalité.

Ce même mécanisme (à savoir le chevauchement des distributions d'âge au décès entre les femmes et les hommes) explique la plus grande variation marginale de la durée du veuvage lorsque l'écart d'âge entre les conjoints est plus important. En effet, la pente de la distribution de la mortalité est plus forte à partir d'un certain âge. Ainsi, pour une mortalité féminine donnée, une année d'âge supplémentaire pour un homme implique une plus grande probabilité de veuvage.

3.5 Disparités des durées de veuvage selon la catégorie socio-professionnelle et le niveau de vie

L'espérance de vie diffère grandement entre les catégories socio-professionnelles. [Blanpain \(2016\)](#) indique ainsi un écart de 4,4 ans d'espérance de vie entre les hommes cadres et les hommes ouvriers à 60 ans.¹³ Concernant la durée du veuvage, la question est un peu plus complexe car elle fait également intervenir l'espérance de vie du conjoint. Nous utilisons des tables de survie par statut socio-économique pour évaluer comment les caractéristiques sociales affectent la durée du veuvage, une question qui, à notre connaissance, n'a pas été abordée par la littérature existante.¹⁴ Nous étudions les différences de durée de veuvage selon le statut socioprofessionnel de l'individu et de son conjoint.

A mortalité de la femme donnée, sa durée de veuvage attendue est de 2,6 ans plus élevée lorsque son mari est ouvrier plutôt que cadre (tableau 1)¹⁵. Cette augmentation est beaucoup plus faible que celle qui résulterait de l'approche naïve. En effet, si l'on calcule la différence entre les espérances de vie individuelles, la différence de durée du veuvage entre une femme mariée à un cadre et une femme mariée à un ouvrier serait de 4,3 ans (7,8 ans moins 3,5 ans, tableau [B.1](#) en annexe). En d'autres termes, un calcul naïf conduirait à la conclusion que la durée de veuvage des femmes mariées à des ouvriers est presque deux fois plus élevée que celle des épouses

12. Plus la distribution de la mortalité est épaisse, plus le chevauchement est fort et donc plus la probabilité de veuvage est faible, ce qui se traduit par une durée de veuvage plus importante, conditionnellement au décès du conjoint

13. Les statuts socioprofessionnels sont recueillis par le recensement. Six catégories sont disponibles : agriculteurs, artisans, cadres, professions intermédiaires, employés, ouvriers et une catégorie pour les inactifs (non retraités).

14. [Compton & Pollak \(2021\)](#) stratifient leurs résultats par niveau d'éducation.

15. Pour mémoire, en 2013, l'espérance de vie des femmes à 60 ans est égale à 27 ans (figure [B.4](#)).

de cadres, alors que le calcul de la durée de veuvage conduit à une différence de 25% entre ces deux populations.

Si on s'intéresse aux couples homogames, dans lesquels l'homme et la femme ont la même catégorie socio-professionnelle (diagonale (en grisé) du tableau 1), on constate que la durée du veuvage féminin varie entre 10 ans et 12,1 ans selon la catégorie socioprofessionnelle¹⁶. La différence de durée de veuvage des femmes selon le statut social est donc relativement faible.

L'hétérogénéité de la durée du veuvage des hommes en fonction de leur statut socioprofessionnel est présentée dans la figure en annexe (tableau B.2). En se focalisant sur les couples homogames, on constate que la durée du veuvage des hommes varie entre 7,7 et 8,8 ans selon la catégorie socioprofessionnelle, ce qui semble relativement faible par rapport aux différences individuelles d'espérance de vie en fonction du statut socioprofessionnel.

TABLE 1 – Durée de veuvage des femmes (en années), par catégorie socio-professionnelle

| | | CS de l'homme | | | | | | | |
|----------------|-----|---------------|------|------|------|------|------|------|------|
| | | Tot | F | C | Ex | I | Em | B | Ina |
| CS de la femme | Tot | 11.5 | 10.8 | 11.1 | 9.7 | 10.7 | 11.4 | 12.3 | 15.2 |
| | F | 11.5 | 10.8 | 11.0 | 9.6 | 10.6 | 11.3 | 12.2 | 15.1 |
| | C | 11.6 | 10.9 | 11.1 | 9.7 | 10.7 | 11.5 | 12.4 | 15.3 |
| | Ex | 12.0 | 11.3 | 11.5 | 10.0 | 11.1 | 11.9 | 12.9 | 16.0 |
| | I | 11.8 | 11.0 | 11.3 | 9.8 | 10.8 | 11.6 | 12.6 | 15.6 |
| | Em | 11.6 | 10.8 | 11.1 | 9.7 | 10.7 | 11.4 | 12.4 | 15.3 |
| | B | 11.3 | 10.7 | 10.9 | 9.5 | 10.5 | 11.2 | 12.1 | 14.9 |
| | Ina | 11.6 | 10.9 | 11.1 | 9.7 | 10.7 | 11.4 | 12.4 | 15.1 |

NOTE : F indique les agriculteurs/trices ; C les artisan(e)s ; Ex les cadres ; I les professions intermédiaires ; Em les employés ; B les ouvriers et Ina les inactifs/ves. Tot correspond à l'ensemble.

SOURCE : Tables de mortalité, Insee. Calculs des auteurs

Cependant, l'écart de durée de veuvage serait plus important entre les catégories si l'on considérait la durée de veuvage attendue à des âges plus jeunes. En effet, la mortalité précoce est rare parmi les catégories qualifiées alors qu'elle est importante parmi les ouvriers non qualifiés.¹⁷

Pour une catégorie d'homme donnée, la durée du veuvage varie peu selon la catégorie de sa femme. Ceci est cohérent avec le résultat de la section 3.3, car le statut socioprofessionnel peut être considéré comme un proxy de l'espérance de vie (Blanpain 2016). Sa propre espérance de vie joue empiriquement un rôle moins important que l'espérance de vie du conjoint dans l'évolution de la durée du veuvage.

Enfin, il faut noter que nos calculs ignorent d'autres corrélations entre les mortalités des

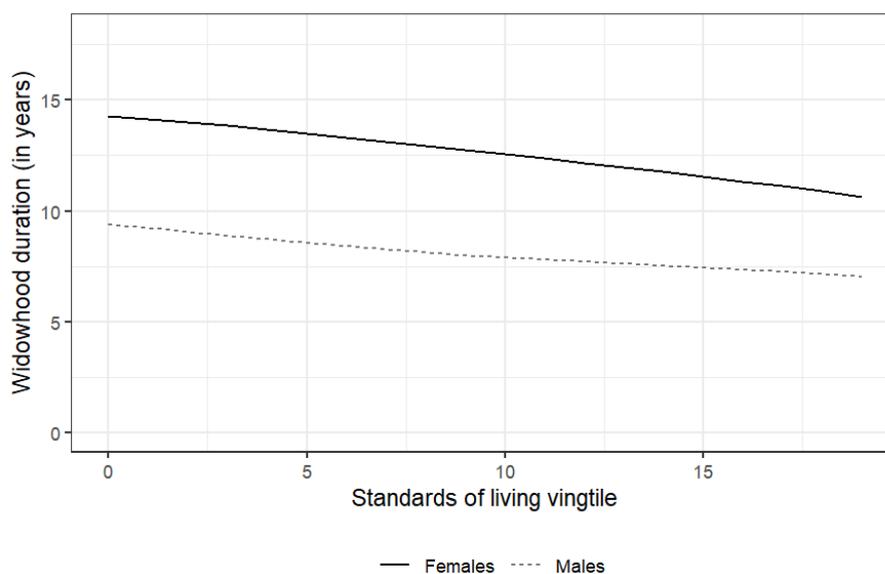
16. On ne commente pas la catégorie Inactifs pour les hommes

17. Parmi les hommes nés entre 1940 et 1946 et travaillant dans le secteur privé à 36 ans, 6,7% sont décédés avant 60 ans, contre 14,3% de ceux travaillant dans des professions non qualifiées (Bouhia 2008).

conjoint. Cependant, la littérature met en évidence une dépendance entre l'espérance de vie et la santé des conjoints en raison d'un mode de vie commun (Denuit et al. 2001). Ainsi, il est probable que nous sous-estimions l'espérance de vie de la femme du cadre par rapport à celle de la même femme mariée à un ouvrier car la mortalité d'une femme de la classe ouvrière est plus forte que celle de la femme d'un cadre.

Selon Blanpain (2018a), l'écart d'espérance de vie entre les deux extrêmes de la distribution du niveau de vie (premier et dernier vingtile) est de 7,5 ans. Comme nous l'avons déjà dit, il n'est pas évident de déterminer s'il existe une corrélation entre le niveau de vie et la durée du veuvage. En effet, il y a une forte probabilité qu'une personne ayant une longue espérance de vie ait été mariée à une personne ayant une longue espérance de vie, car les deux conjoints ont le même niveau de vie. Ici, nous étudions l'hétérogénéité de la durée du veuvage en calculant la durée du veuvage en fonction du niveau de vie. La durée du veuvage diminue avec le niveau de vie¹⁸ de façon assez linéaire (figure 5). Pour les femmes appartenant aux ménages du premier vingtile de la distribution des niveaux de vie, la durée du veuvage est égale à 14,3 ans alors qu'elle est de 10,6 ans pour les femmes des ménages du haut de la distribution des niveaux de vie.

FIGURE 5 – Durée de veuvage selon le niveau de vie



SOURCE : Tables de mortalité, Insee. Calculs des auteurs.

Limites. Lorsque l'on fonde notre méthodologie sur les tables de mortalité comme nous le faisons ici, elle présente plusieurs limites. Cependant, c'est le meilleur moyen d'illustrer l'ampleur du biais et de souligner en quoi il diffère de la formule naïve. Comme nous l'avons déjà mentionné,

18. Dans les analyses selon le niveau de vie, les deux conjoints appartiennent par définition au même vingtile puisque le niveau de vie est défini au niveau du ménage

la première limite résulte de l'utilisation de tables de mortalité générales lorsque l'on se concentre sur les personnes mariées. Par conséquent, la table de mortalité périodique surestime la mortalité pour les individus mariés et la sous-estime pour les individus non mariés. Inversement, nous observons empiriquement une mortalité plus élevée pour les veufs(ves) au moment du décès du conjoint. Par conséquent, nous ne tenons pas compte de l'interdépendance des espérances de vie des couples mariés. En effet, le mariage a des conséquences sur la santé et par la suite sur l'espérance de vie. La littérature fait en effet état de la protection apportée par le mariage et d'une corrélation intra-mariage dans le comportement de santé par les habitudes (Fadlon & Nielsen 2019); d'une homogamie sur la santé et la richesse (Guner et al. 2018); d'une sélection dans le mariage; et du fait que le mariage mène à des décisions jointes (comme le départ en retraite) (Gustman & Steinmeier 2000). Le mariage réduit donc l'écart entre les espérances de vie des conjoints par rapport aux espérances de vie des célibataires ou de deux individus choisis au hasard. Enfin, lors de l'analyse de l'hétérogénéité par statut socioprofessionnel, nous ne connaissons pas la véritable composition des couples mariés en termes de statut professionnel. Bien que que la majorité des couples soit homogame, de nombreux couples « mixtes » existent également avec une distribution non homogène par statut d'activité. Les disparités importantes des espérances de vie individuelles selon le statut socioprofessionnel posent problème. Au final, il n'est pas théoriquement évident de conclure à l'effet de ces différentes dimensions sur la durée du veuvage observée par rapport à la durée calculée à l'aide des tables de mortalité. On complète ces résultats dans la partie suivante par une mesure de la durée du veuvage basée sur des données observées (section 4).

4 Calcul de durées de veuvage à partir des données de l'EIR

Les calculs basés sur les tables de mortalité ne fournissent pas une information complète sur la disparité et l'évolution de la durée du veuvage dans la population française, car elles ne prennent pas pleinement en compte la composition de cette population selon les caractéristiques socio-démographiques. Dans cette dernière section, nous utilisons les échantillons interrégimes de retraités (EIR) pour fournir une mesure différente de l'hétérogénéité de la durée du veuvage dans la population française.

4.1 Données et méthodologie

Données et définitions. Nous utilisons les données des EIR 2001, 2004, 2008, 2012 et 2016. Ces données fournissent des informations sur les retraités par régime de retraite, telles que les pensions de retraite (y compris les pensions de réversion) et la date du premier versement. Comme

nous ne disposons pas de toutes les informations sur les décès - en particulier, nous n'avons pas la date précise de l'événement pour certaines observations - nous utilisons les données de panel des échantillons de l'EIR et identifions les décès manquants comme une disparition d'un individu entre deux vagues.¹⁹ Nous calculons ensuite la durée du veuvage²⁰ comme la différence entre la date du décès et la date du premier versement des pensions de réversion. Par exemple, pour une retraitée de 2008 qui percevait une pension de réversion depuis 1995 et qui n'est plus présente parmi les bénéficiaires de pension de 2012, nous savons qu'elle est décédée entre 2008 et 2012. Ainsi, si nous n'avons pas sa date de décès, nous imputons 2010 et calculons ensuite sa durée de veuvage, qui dans ce cas est égale à 15 ans (2010–1995). En supposant que les décès entre deux vagues successives de l'échantillon de retraités sont répartis uniformément sur les quatre années séparant les vagues, nos dates de décès imputées sont en moyenne égales à celles qui auraient été observées.²¹

Nous utilisons ensuite le niveau de vie d'un ménage, défini comme le total des ressources du ménage divisé par le nombre d'unités de consommation²². Bien que nous n'ayons aucune information sur les revenus du défunt, nous pouvons recalculer ses pensions de retraite à partir des pensions de réversion, définies en proportion des pensions de retraite du conjoint décédé. Pour les régimes spéciaux et complémentaires et pour la fonction publique, cela n'est pas difficile car les pensions de réversion ne sont pas soumises à condition de ressources. Dans le régime de retraite de base des salariés du secteur privé, les pensions de réversion sont plafonnées, sous réserve du revenu total du survivant. Nous déduisons donc les pensions de retraite du défunt des pensions fournies par les régimes complémentaires. Nous procédons en deux étapes : d'abord, nous calculons les pensions de retraite du défunt provenant du régime complémentaire ; ensuite, nous multiplions le montant calculé par la part des pensions du régime complémentaire par rapport aux pensions de retraite totales, différenciée selon le statut professionnel du défunt (cadre ou non).²³

Enfin, il faut noter que nous ne pouvons pas prendre en compte le fait qu'en cas de divorce, les pensions de réversion sont calculées au prorata de la durée de mariage sur la durée totale

19. Nous n'avons pas la date précise du décès pour 88% de notre population étudiée.

20. Nous ne pouvons calculer avec l'EIR que des durées de veuvage conditionnelles.

21. Cette hypothèse est en ligne avec ce que l'on peut observer sur les taux de mortalité dans la population française au fil des ans. En effet, le taux de mortalité global est à peu près stable sur la période 2010-2016 (figure C.1). Nos estimations de la durée du veuvage sont donc supposées non biaisées par rapport à la date de décès.

22. L'échelle d'équivalence modifiée par l'OCDE, par exemple, attribue une valeur de 1 au chef de ménage, de 0,5 à chaque membre adulte supplémentaire et de 0,3 à chaque enfant). Cependant, comme nous ne considérons que les ménages à deux membres, la somme totale de la distribution des ressources est analogue à la distribution du niveau de vie. Par ailleurs, les pensions de retraite représentent environ 80 % des ressources des retraités français (OECD 2019)

23. Nous estimons que les pensions de retraite du régime complémentaire représentent 50 % de la retraite totale pour les cadres et 30 % pour les autres. Ces ratios correspondent aux ratios moyens observés respectivement chez les anciens cadres du secteur privé et chez les salariés du secteur privé (COR 2017).

de mariage du défunt. Nous manquons en effet d'informations sur l'état civil pour une majorité de veufs(ves) et sur l'histoire matrimoniale de leur (ex-)conjoint(e). Nous sous-estimons donc le niveau de vie du couple avant le décès (ou avant la séparation). Néanmoins, parmi les veufs(ves) pour lesquels de telles informations sont disponibles, la proportion de personnes divorcées parmi les bénéficiaires est limitée (environ 10%). De plus, nous ne pouvons pas savoir avec certitude si le défunt s'est remarié et si les pensions de réversion ont donc été calculées au prorata (en l'absence de remariage, les pensions de réversion sont versées intégralement dans presque tous les régimes). Plus précisément, nous effectuons des analyses sur la distribution du niveau de vie du couple, la distribution des pensions de réversion et la distribution des pensions de retraite du défunt. Pour ce faire, nous divisons notre population en déciles (pour le niveau de vie et les pensions de retraite). Ces déciles sont déterminés séparément par sexe et par génération afin d'éviter les effets de composition.

Afin d'assurer la comparabilité entre les différents régimes de retraite, nous limitons notre champ d'analyse aux individus devenus veufs après 55 ans, âge d'éligibilité à la pension de réversion dans le régime de retraite du secteur privé²⁴. Au final, notre échantillon est composé de 28 831 individus, 24 817 veuves et 3 914 veufs. Leur durée moyenne de veuvage est respectivement de 15,2 ans et de 8,9 ans.²⁵

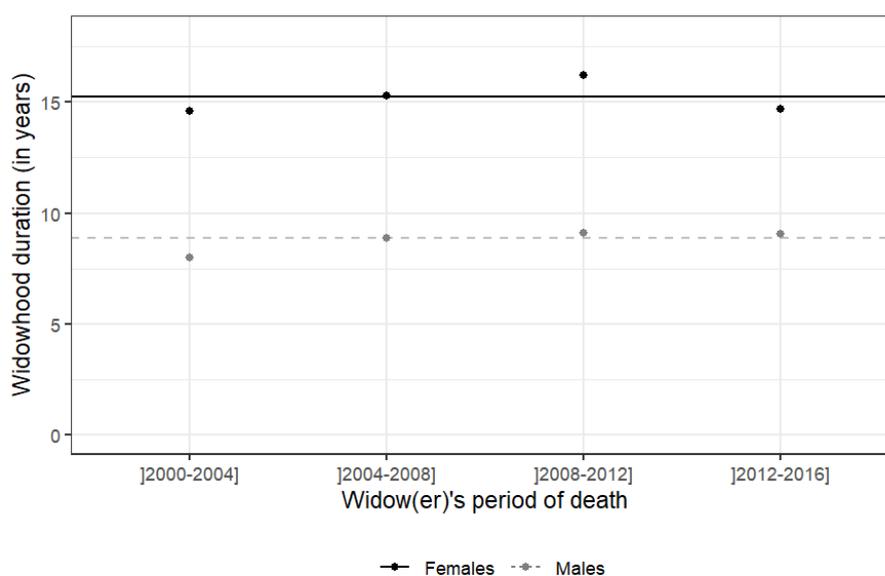
4.2 Durées de veuvage et évolution

On fait figurer dans la figure 6 l'évolution de la durée du veuvage sur la période étudiée, 2000-2016. Pour les femmes, elle est restée stable à environ 15 ans sur la période 2000-2016. Pour les hommes, la durée du veuvage a très légèrement augmenté, passant de 8 ans pour la période 2000-2004 à 9 ans pour la période 2012-2016. Ces enseignements sont comparables à ceux obtenus à partir des analyses des tables de mortalité (figure 2). En effet, au cours des années 1990 (à peu près la période où les retraités de l'EIR sont devenus veufs), les tables de mortalité montrent que la durée de veuvage se stabilise pour les femmes et augmente légèrement pour les hommes.

24. Plus précisément, nous excluons les individus dont la demande de pension de réversion a été déposée à 55 ans afin d'éviter de prendre en compte les personnes dont le conjoint est décédé avant cet âge mais qui sont devenues éligibles à 55 ans.

25. Pour des raisons de cohérence, nous comparons la mesure empirique des durées de veuvage à celles obtenues à partir des tables de mortalité. À cette fin, nous nous concentrons sur un échantillon d'individus qui deviennent veufs à l'âge de 60 ans ou après. La durée moyenne empirique du veuvage est de 14 ans pour les femmes et de 9 ans pour les hommes, ce qui est comparable aux résultats obtenus à partir des tables de mortalité (12 et 9 ans, respectivement), bien que plus élevée pour les femmes.

FIGURE 6 – Evolution de la durée de veuvage sur la période 2000-2016



NOTE : Les lignes horizontales correspondent aux moyennes sur l'ensemble de l'échantillon, par sexe, 55 ans et plus.

SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

4.3 Disparités des durées de veuvage selon le régime de retraite et le niveau de pension

Durées de veuvage selon le régime d'affiliation. Nous illustrons les différences de durée de veuvage selon, d'une part, le régime d'affiliation du défunt et, d'autre part, celui du survivant.²⁶ Les résultats sont présentés dans le tableau 2. Nous n'avons pas fait figurer les durées pour les combinaisons de régimes comportant moins de 30 observations. Le tableau C.1 en annexe présente le nombre d'observations pour chaque combinaison de régimes.

Parmi les couples affiliés au même régime, et en laissant de côté la catégorie *Autre*, la durée du veuvage varie entre 11,3 ans pour les cadres et 15,4 ans chez les agriculteurs.²⁷ Comme le régime de retraite du secteur privé couvre tous les cotisants travaillant dans le secteur privé, nous ne pouvons pas faire de distinction entre les ouvriers, les employés et les professions intermédiaires lorsque nous comparons les résultats empiriques avec ceux des tables de mortalité. Notons que l'écart entre les catégories est beaucoup plus important qu'il ne l'est dans la section 3 de la table correspondante, notamment entre agriculteurs et cadres, qui est de 4,1 ans (*versus* 0,8 ans, voir la table 1). A ce stade, il nous est néanmoins impossible de démêler les deux explications possibles

26. Pour les individus qui ont été affiliés à différents régimes, nous ne considérons que celui qui fournit les pensions de retraite les plus importantes

27. Bien que la population des agriculteurs soit en déclin, la cohorte de naissance que nous considérons mesure encore la durée du veuvage pour les agriculteurs appartenant aux générations plus anciennes et décédés tardivement par rapport à l'ensemble de la population des agriculteurs.

de cette différence : (i) les données de l'EIR nous permettent d'observer la composition réelle des couples et leur espérance de vie plus élevée par rapport à l'ensemble de la population, ce que ne permettent pas les tables de mortalité; et (ii) les données de l'EIR recouvrent une population non stationnaire (cf. infra), avec un possible biais.

TABLE 2 – Durée de veuvage des femmes (en années), par régime de retraite

| | | Régime de retraite du décédé | | | | | | |
|--------------------|-----|------------------------------|------|------|------|------|------|------|
| | | Tot | F | C | Ex | CS | Em | Oth |
| Régime de la veuve | Tot | 15.2 | 16.3 | 16.9 | 13.7 | 15.6 | 15.1 | 15.9 |
| | F | 15.4 | 15.4 | NA | NA | 17.8 | 15.1 | NA |
| | C | 20.1 | NA | NA | NA | NA | 19.4 | NA |
| | Ex | 12.3 | NA | NA | 11.3 | 13.8 | 12.7 | 9.6 |
| | CS | 13.4 | NA | 10.1 | 10.7 | 14.1 | 13.4 | 13.6 |
| | Em | 15.0 | 14.3 | 15.2 | 13.7 | 15.0 | 15.3 | 14.8 |
| | Oth | 16.2 | 28.1 | 19.8 | 16.0 | 17.2 | 15.0 | 18.9 |

NOTE : F indique les agriculteurs/trices; C les artisan(e)s; Ex les cadres, CS les fonctionnaires, Em les employés et ouvriers et Oth les autres. On ne reporte pas de durée de veuvage pour les catégories (combinaison des deux régimes) qui comprennent moins de 30 observations (on indique NA).

SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

La durée du veuvage féminin varie fortement selon le régime de retraite des veuves (de 12,3 ans pour les cadres à 20,1 ans pour les artisanes, tous veufs confondus) et selon le régime des époux (de 13,7 ans pour les cadres à 16,3 ans pour les agriculteurs, tous veufs confondus). La structure de la composition du couple et l'interdépendance des espérances de vie des conjoints peuvent expliquer ce phénomène. Par exemple, les hommes cadres peuvent avoir une espérance de vie plus longue lorsqu'ils sont mariés à une cadre en comparaison d'une non cadre, ce qui se traduit par une durée de veuvage féminine plus élevée pour ces dernières (13,7 ans *vs.* 11,3 ans). De même, chez les femmes cadres, un mari cadre peut avoir une espérance de vie plus longue et mourir plus tard qu'un non-cadre, ce qui se traduit par une durée de veuvage féminine plus élevée dans le second cas (12,7 ans *vs.* 11,3 ans).²⁸

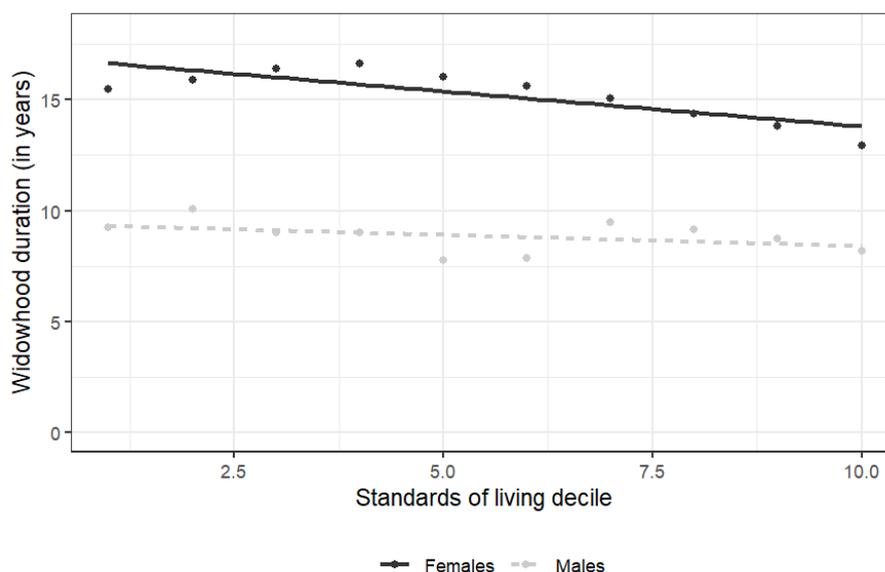
Durées de veuvage selon le niveau de vie. On observe une corrélation négative entre la durée du veuvage et le niveau de vie, observation cohérente avec les résultats obtenus à partir des tables de mortalité. Les veuves situées au sommet de la distribution du niveau de vie ont les durées de veuvage les plus faibles, avec une moyenne de 13 ans (figure 7). Cependant, les données de l'EIR montrent que les personnes ayant les durées de veuvage les plus longues appartiennent

28. Les durées moyennes de veuvage des hommes selon les régimes de retraite des conjoints sont présentées dans le tableau en annexe C.2. Le tableau en annexe C.3 présente le nombre d'observations associées à chaque combinaison de régime de pension.

aux troisième et quatrième terciles. En moyenne, leur durée de veuvage est de 16,5 ans²⁹.

Pour les hommes, la durée du veuvage semble être quasiment stable le long de la distribution des niveaux de vie.

FIGURE 7 – Durée de veuvage selon le niveau de vie



SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

Limites. L'approche basée sur les données de l'EIR consiste à faire la moyenne des durées de veuvage sur les flux de retraités décédés. Il faut garder à l'esprit que deux mécanismes peuvent contribuer à biaiser nos résultats. Premièrement, les individus présents dans une vague sont ceux qui ne sont pas décédés avant. En d'autres termes, pour une vague donnée et une cohorte de naissance donnée, nous avons des informations sur ceux qui ont une espérance de vie moyenne plus élevée que la population globale. Deuxièmement, les structures par âge et par catégories socioprofessionnelles évoluent dans le temps. La manière dont cela modifie la durée du veuvage est présentée formellement en annexe A.3. En particulier, lorsque les premières cohortes du baby-boom ont atteint l'âge de la retraite, cela a automatiquement entraîné une augmentation temporaire de la part des jeunes retraités, tant en termes de stock que de flux de décès. Par conséquent, les courtes durées de veuvage ont été surreprésentées, ce qui a conduit à un biais à la baisse. Inversement, si nous nous intéressons à un groupe socio-économique en déclin (par exemple, les agriculteurs), la structure d'âge sera surreprésentée par les retraités plus âgés, de sorte qu'une distribution des décès à un moment donné surreprésentera les décès de femmes à

29. Si l'on teste graphiquement la corrélation de chacune des pensions des conjoints avec la durée du veuvage des femmes, le rôle de la pension du défunt est plus important que celui de la pension du survivant (figure annexe C.2).

des âges élevés et conduira à une surestimation des durées de veuvage. Ainsi, lorsqu'on utilise des données observées à un moment donné – même à plusieurs vagues – les résultats peuvent être influencés par des structures d'âge ou socioprofessionnelles non stationnaires. À ce stade, il est difficile d'évaluer l'ampleur de ces effets.

5 Conclusion

Les déterminants de la durée du veuvage et son hétérogénéité selon le sexe ou les dimensions socio-économiques ont rarement été explorés dans la littérature. Après une présentation du calcul de la durée du veuvage et de ses composantes, nous réalisons deux mesures complémentaires de cette durée. À partir des tables de mortalité, nous évaluons d'abord l'évolution de la durée du veuvage sur la période 1977-2070 en France, ainsi que le rôle de l'espérance de vie et de la différence d'âge entre les conjoints. À partir de données administratives, nous donnons ensuite une première mesure empirique de la durée du veuvage et de son évolution au fil des années, en tenant compte de la composition du couple, de l'interdépendance des espérances de vie des conjoints et des espérances de vie plus élevées des personnes mariées. Les deux mesures mettent en évidence une corrélation négative entre la durée du veuvage et le revenu (de pension) et des disparités selon le secteur d'activité des survivants.

Dans nos analyses des tables de mortalité, nous ne prenons en compte ni l'interdépendance des espérances de vie des conjoints, ni l'espérance de vie plus élevée des personnes mariées, ni la composition des couples en termes de statut socioprofessionnel. D'autres développements seraient nécessaires pour en tenir compte (utilisation de tables de mortalité spécifiques aux individus mariés, réplique de la composition des couples observés). L'utilisation dans cet article de données administratives observées y répond en partie. Cependant, le calcul à partir de ces données peut aussi conduire à des biais, possiblement plus forts parmi certaines catégories. Par exemple, la population des agriculteurs étant en déclin, nous mesurons certainement la durée du veuvage pour les agriculteurs appartenant aux générations plus anciennes et décédés tardivement. De plus, une grande partie de la date de décès des veufs(ves) est imputée. En somme, même si les deux mesures présentées dans notre article se complètent, nous ne pouvons pas démêler les raisons pour lesquelles nous trouvons parfois des résultats différents entre les deux méthodologies. Nos résultats sur l'hétérogénéité selon le régime de retraite doivent donc être considérés avec prudence.

Comprendre la mesure de la durée du veuvage – au niveau national ou international – est une première étape pour approfondir la question de la progressivité des systèmes de retraite. Une manière d'appréhender cette progressivité consiste à mettre en regard le montant des prestations de retraite et la durée pendant laquelle ces dernières sont perçues, et à l'étudier fonction des

caractéristiques des retraités. L'existence des pensions de réversion justifie que la question de la progressivité soit posée au niveau du couple. Cependant, à la fois la durée pendant laquelle est perçue cette prestation et son montant sont complexes à déterminer car ils dépendent à la fois des espérances de vie des deux conjoints, de la pension de droit propre du bénéficiaire et de celle de son conjoint.

La progressivité des droits à retraite en fonction des revenus cumulés sur le cycle de vie, dont les pensions de réversion, a déjà été étudiée du point de vue du titulaire principal des droits à la retraite (Haan et al. 2020).³⁰ Cependant, du point de vue du système de retraite, une augmentation marginale de l'espérance de vie individuelle se traduit par un effet positif sur la durée de vie en couple et un effet négatif sur la durée du veuvage. En termes de pensions, elle se traduit par une augmentation des pensions de retraite individuelle et une diminution des pensions de retraite de survivant. Par ailleurs, le niveau des pensions de réversion dépend généralement des caractéristiques des deux conjoints.³¹

Ainsi, les résultats concernant l'hétérogénéité de la durée de veuvage devraient être approfondis, notamment afin de mettre en lumière d'éventuelles inégalités en matière de mortalité différentielle. Il s'agirait notamment de clarifier les liens entre le revenu de cycle de vie du couple et le niveau de vie instantané, le statut socioprofessionnel individuel ou les régimes de retraite. Cependant, il nous manque des informations qui permettraient d'évaluer correctement la progressivité ou la régressivité du système de pension en ce qui concerne les droits à la pension de réversion. Il faudrait pouvoir identifier les couples au sein des données administratives sur les retraites.

30. Dans cet article, pour la mesure des inégalités au niveau individuel, Haan et al. (2020) attribuent les pensions de réversion perçues par le survivant au défunt, titulaire principal des droits avant son décès, en tant que revenu perçu sur le cours de sa vie.

31. Dans de nombreux pays, dont la France, les pensions de réversion dépendent des pensions de retraite du défunt car elles sont calculées comme une proportion de ces dernières. Elles dépendent également des pensions de retraite du survivant en raison de l'existence dans certains régimes de conditions de ressources.

Références

- Blanpain, N. (2016), ‘L’espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme. Méthode et principaux résultats’, *Document de travail de l’Insee* **F1602**.
- Blanpain, N. (2018a), ‘L’espérance de vie par niveau de vie. Méthode et principaux résultats’, *Document de travail de l’Insee* **F1801**.
- Blanpain, N. (2018b), ‘L’espérance de vie par niveau de vie : chez les hommes, 13 ans d’écart entre les plus aisés et les plus modestes’, *Insee Première* **1687**.
- Blanpain, N. & Buisson, G. (2016), ‘Projections de population 2013–2070 pour la France’, *Documents de travail de l’Insee* **F1606**.
- Bonnet, C., Tréguier, J. & Blanchet, D. (2022), ‘Measuring widowhood duration. theoretical developments and empirical evidence for france’, *document de travail* .
- Bouhria, R. (2008), ‘Mourir avant 60 ans, le destin de 12% des hommes et 5% des femmes d’une génération de salariés du privé’, *Insee, France portrait social* pp. 175–193.
- Compton, J. & Pollak, R. A. (2021), ‘The life expectancy of older couples and surviving spouses’, *PloS one* **16**(5), e0250564.
- COR (2017), ‘Le niveau de vie des retraités’, *Rapport annuel du COR* **1**, 87–95.
- Denuit, M., Dhaene, J., Le Bailly de Tillegem, C., Teghem, S. et al. (2001), ‘Measuring the impact of dependence among insured lifelengths’, *Belgian Actuarial Bulletin* **1**(1), 18–39.
- Fadlon, I. & Nielsen, T. H. (2019), ‘Family health behaviors’, *American Economic Review* **109**(9), 3162–91.
- Frees, E. W., Carriere, J. & Valdez, E. (1996), ‘Annuity valuation with dependent mortality’, *Journal of Risk and Insurance* **63**(2), 229–261.
- Godet, F., Lin, V. & Wilner, L. (2020), ‘Parcours professionnels, facteurs démographiques et financiers : quels effets sur la réversion?’, *Retraite et société* **83**(1), 51–74.
- Goldman, N. & Lord, G. (1983), ‘Sex differences in life cycle measures of widowhood’, *Demography* **20**(2), 177–195.
- Guner, N., Kulikova, Y. & Llull, J. (2018), ‘Marriage and health : Selection, protection, and assortative mating’, *European Economic Review* **109**, 162–190.

- Gustman, A. L. & Steinmeier, T. L. (2000), 'Retirement in dual-career families : a structural model', *Journal of Labor economics* **18**(3), 503–545.
- Haan, P., Kemptner, D. & Lüthen, H. (2020), 'The rising longevity gap by lifetime earnings – distributional implications for the pension system', *The Journal of the Economics of Ageing* **17**, 100199.
- Insee (2017), 'Life tables 1975-2015', *Institut national de la statistique et des études économiques* .
- Myers, R. J. (1959), 'Statistical measures in the marital life-cycles of men and women', **14**, 620–620.
- OECD (2019), *Pensions at a Glance*, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Papon, S. (2019), 'En 2017, dans deux tiers des mariages entre personnes de sexe différent, la femme est plus jeune que son mari', *Insee Focus* **146**.
- Parkes, C. M., Benjamin, B. & Fitzgerald, R. G. (1969), 'Broken heart : a statistical study of increased mortality among widowers', *Br med J* **1**(5646), 740–743.
- Pennec, S. & Gaymu, J. (2011), 'La durée de l'isolement conjugal et de la vie en couple chez les personnes âgées en France : quelles évolutions entre hommes et femmes au fil des générations ?', *Cahiers québécois de démographie* **40**(2), 175–208.

A Additional on theoretical foundations

A.1 Espérance de vie, durée de vie en couple et durée de veuvage

Si on considère un couple à un âge u , on peut avoir différentes configurations :

- l'homme meurt à l'âge u , la femme ne meurt pas à l'âge u
- la femme meurt à l'âge u , l'homme ne meurt pas à l'âge u
- l'homme meurt à l'âge u , l'homme meurt à l'âge u
- l'homme ne meurt pas à l'âge u , la femme ne meurt pas à l'âge u

Si on considère que la femme ne meurt pas à l'âge u , deux situations peuvent se produire :

- le mari meurt à l'âge u
- le mari ne meurt pas à l'âge u

Si on fait la somme de ces probabilités sur tous les âges $u \geq x$, on obtient l'espérance de vie à l'âge x . Supposons ω l'âge maximal de la vie et x l'âge au mariage. Les décès, survies et espérance de vie (LE) à l'âge u sont respectivement de $d(u)$, $s(u)$ et $e(u)$. Si on note f les femmes et m les hommes, l'espérance de vie de la femme à l'âge x s'écrit :

$$LE_f(x) = \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) du$$

et donc :

$$\begin{aligned} LE_f(x) &= \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot [d_m(u) + s_m(u)] du \\ &= \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot d_m(u) du + \int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot s_m(u) du \\ &= WD_f(x) + JS(x) \end{aligned}$$

Dans l'équation précédente, $WD_f(x)$ est la durée de veuvage de la femme à l'âge x . Une femme survivra à l'âge $u \geq x$ avec une probabilité $s_f(u)$ et une probabilité $d_m(u)$ que son conjoint décède à cet âge. Donc, sa probabilité de devenir veuve à l'âge u est $s_f(u) \cdot d_m(u)$. Si cela se produit, il lui reste $e_f(u)$ années à vivre. La durée espérée de veuvage à l'âge x est le produit des ces différents termes, sommé sur l'ensemble des âges u .

De manière similiaire, $JS(x)$ est la survie (jointe) du couple à l'âge x .

En résumé, on mesure la durée de veuvage comme la différence entre l'espérance de vie de la femme et la durée de son couple (la durée pendant laquelle elle est son conjoint sont en vie).

La durée de veuvage conditionnelle au fait de connaître le veuvage se calcule alors comme

le ratio entre la durée de veuvage inconditionnelle, calculée précédemment, et la probabilité de devenir veuve :

$$WD_f^C(x) = \frac{\int_x^\omega e_f(u) \cdot s_f(u) \cdot d_m(u) du}{\int_x^\omega s_f(u) \cdot d_m(u) du} = \frac{LE_f(x) - JS(x)}{\int_x^\omega s_f(u) \cdot d_m(u) du} \quad (\text{A.1})$$

A.2 The naïve widowhood duration indicator : a stylized example

In this section we define a naïve widowhood duration indicator $WD_f^N(x) = e_f(x) - e_m(x)$. To get an idea of the magnitude of its bias, we use here a stylized example in which we take a linear approximation of survivals between age x and limit ages ω_f and ω_m . We assume :

$$s_m(u) = \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} \text{ and } s_f(u) = \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x}$$

to which are associated the following life expectancies :

$$e_m(x) = \frac{\omega_m - x}{2} \text{ and } e_f(x) = \frac{\omega_f - x}{2}$$

For $\omega_m < \omega_f$, we obtain from Equation (3) :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \cdot \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du = e_f(x) - \frac{1}{(\omega_f - x)(\omega_m - x)} \left[\omega_m \omega_f u - (\omega_m + \omega_f) \frac{u^2}{2} + \frac{u^3}{3} \right]_x^{\omega_m}$$

The bracketed term expands and then simplifies to :

$$\begin{aligned} & (\omega_m - x) \left[\omega_m \omega_f - (\omega_m + \omega_f) \frac{\omega_m + x}{2} + \frac{\omega_m^2 + \omega_m x + x^2}{3} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{\omega_m \omega_f}{2} - \frac{\omega_m^2}{6} - \frac{\omega_m x}{6} - \frac{\omega_f x}{2} + \frac{x^2}{3} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{3\omega_f(\omega_m - x) - \omega_m^2 - \omega_m x + 2x^2}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x) \left[\frac{3\omega_f(\omega_m - x) - (\omega_m + 2x)(\omega_m - x)}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x)^2 \left[\frac{3\omega_f - \omega_m - 2x}{6} \right] \\ = & (\omega_m - x)^2 \left[\frac{1}{2}(\omega_f - x) - \frac{1}{6}(\omega_m - x) \right] \end{aligned}$$

If we divide by $(\omega_f - x)(\omega_m - x)$ and reinsert into the formula of $DW_f(x)$, we obtain :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_m - x}{\omega_f - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_f - x) - \frac{1}{6}(\omega_m - x) \right] = e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)} \quad (\text{A.2})$$

This formula only applies in cases where ω_m and $e_m(x)$ are lower than ω_f and $e_f(x)$, respectively. This is the hypothesis we made for simplicity because it corresponds to what is empirically observed. However, to give a complete picture, the formula can be extended beyond this hypothesis. We reverse the roles of ω_m and ω_f , since we are interested in replacing the expression

$$\int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du$$

by

$$\int_x^{\omega_f} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} \frac{\omega_m - u}{\omega_m - x} du$$

For this second case, we obtain the following equation :

$$WD_f(x) = e_f(x) - \frac{\omega_f - x}{\omega_m - x} \left[\frac{1}{2}(\omega_m - x) - \frac{1}{6}(\omega_f - x) \right] = \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)} \quad (\text{A.3})$$

Equation (A.3) obviously gives positive values, whereas the naïve formula $e_f(x) - e_m(x)$ would have given a negative male widowhood duration.

We can check that equations (A.2) and (A.3) connect both in level and derivative at the point where $e_m(x)$ is just equal to $e_f(x)$. In this case, widowhood duration is equal to one third of men's and women's joint life expectancy.

Figure 1 shows the complete profiles of the naïve formula and the two precise formulas as a function of $e_m(60)$, for $e_f(60) = 30$. It is only when $e_m(60) = 0$ that the naïve formula coincided with the precise formula. This is the extreme case of a man's immediate death, which excludes the joint years of life partners spend together beyond sixty. The bias of the naïve formula then increases continuously. It is equal to 5 years when male life expectancy is 20, and 10 years when it reaches that of women. We therefore have large-scale biases.

For conditional widowhood duration, the probability that a woman experiences widowhood is $\int_x^{\omega_f} d_m(u) s_f(u) du$. Here, $d_m(u)$ has a uniform distribution between ages x and ω_m . In the case of $\omega_m < \omega_f$, widowhood probability is :

$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{\omega_f - (\omega_m + x)/2}{\omega_f - x} = \frac{\omega_f - x - (\omega_m - x)/2}{\omega_f - x}$$

That is to say

$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_m} s_f(u) du = 1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}$$

In particular, the widowhood probability is 1 if $e_m(x) = 0$ and $\frac{1}{2}$ if men and women have the same life expectancy.

In the case where it is the life expectancy of women that is the lowest (i.e. $\omega_m > \omega_f$), the probability of male widowhood is symmetrically given by :

$$\frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} s_f(u) du = \frac{1}{\omega_m - x} \int_x^{\omega_f} \frac{\omega_f - u}{\omega_f - x} du = \frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}$$

The two resulting formulas for conditional widowhood durations are :

$$WD_f^C(x) = \frac{e_f(x) - e_m(x) + \frac{1}{3} \frac{e_m^2(x)}{e_f(x)}}{1 - \frac{1}{2} \frac{e_m(x)}{e_f(x)}}$$

and

$$WD_f^C(x) = \frac{\frac{1}{3} \frac{e_f^2(x)}{e_m(x)}}{\frac{1}{2} \frac{e_f(x)}{e_m(x)}} = \frac{2}{3} e_f(x) \quad 32$$

As long as $\omega_m < \omega_f$, the ages at widowhood are equally distributed over the interval $[x, \omega_m]$. The increase in ω_m thus shifts the distribution of female ages at widowhood upwards, which reduces its duration when widowhood occurs. Conversely, once $\omega_m > \omega_f$, these female ages at widowhood are equally distributed over the interval $[x, \omega_f]$. Average conditional widowhood duration thus stops decreasing with ω_m , although its probability of occurrence continues to decrease.

The results are shown in figure 1, which shows striking differences from the naïve formula. Where men's and women's life expectancies are identical, the conditional expectations are double those of the unconditional ones : each spouse has one in two chances of being the surviving spouse and, when this happens, the duration spent in widowhood is double that of the unconditional average for each of the two spouses.

32. Note that this second formula gives, for $\omega_m > \omega_f$, a widowhood duration that is independent of a man's life expectancy. This paradox is explained by the fact that, conditional on widowhood for the woman, it is only the age at which it occurs that determines widowhood duration.

A.3 Bias in widowhood duration estimates in the EIR death flows

The following paragraph formalizes the risk of bias between ex-ante and ex-post widowhood duration estimates in the EIR death flows.

For simplicity, let us return to the assumption of no age difference between spouses while neglecting mortality before age x . For a group of women who die at age $u > x$, the length of the widowhood period cannot be higher than $u - x$. It will be zero with probability $s_m(u)$, for those whose husbands are still alive at this age; while for others it will be equal to $u - v$ where $v \in [0; u]$, with probabilities $d_m(v)$.

For all those women dying at u , the average length of the widowhood period is therefore equal to :

$$\begin{aligned} \int_x^u (u - v)d_m(v)dv &= u \int_x^u d_m(v)dv + \int_x^u vs'_m(v)dv \\ &= u[1 - s_m(u)] + [vs_m(v)]_x^u - \int_x^u s_m(v)dv \\ &= u - x - \int_x^u s_m(v)dv \end{aligned}$$

In particular, we check that it would be zero in the absence of any male mortality before u , and to $u - x$ if all men were dying at x with $s_m(v) = 0$ for all $v > x$. In the more realistic case where s_m lies between 0 and 1, this average duration increases in u , since its derivative with respect to u is equal to $1 - s_m(u)$: the older age at which a group of women die, the higher their average widowhood duration. The magnitude of the derivative such that du more years of life leads to du more years in widowhood only for the $1 - s_m(u)$ fraction of women whose husbands are no longer alive at the beginning of the $[u; u + du]$ interval.

Averaging over the distribution of women's ages at death $d_f(u)$, we thus obtain :

$$\int_x^\omega d_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v)dv \right] du = - \int_x^\omega s'_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v)dv \right] du$$

Integrating by parts, this is equal to :

$$- \left[s_f(u) \left[u - x - \int_x^u s_m(v)dv \right] \right]_x^\omega + \int_x^\omega s_f(u) [1 - s_m(u)] du$$

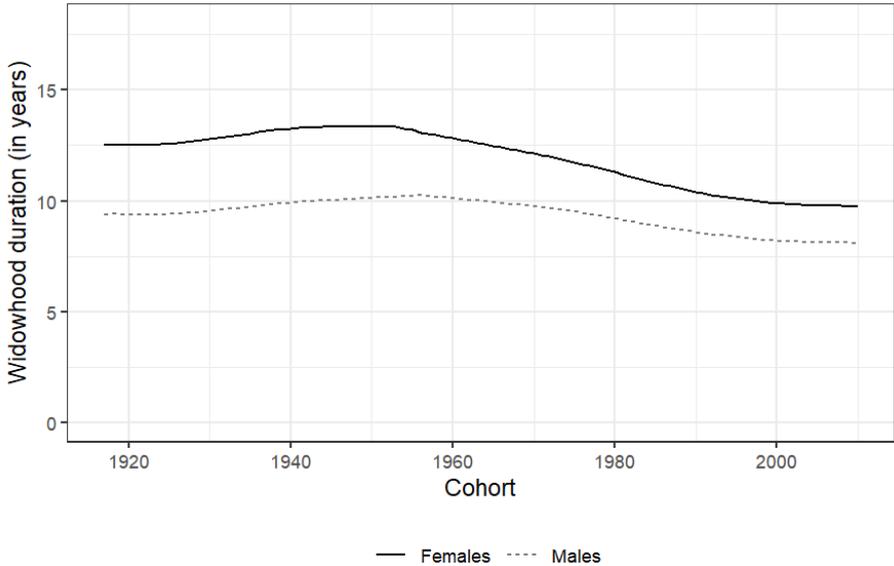
The first term is zero, such that this average duration boils down to :

$$\int_x^\omega s_f(u)[1 - s_m(u)]du$$

which corresponds to Equation (2) for WD_f which is given in the text. If everything is stationary when averaging observed widowhood durations over flows of deceased female retirees, we thus have an unbiased measure of their expected widowhood durations at age x . However, if the age distribution of the population and/or mortality rates are non-stationary, empirical ex-post averages will not precisely mirror ex-ante evaluations, since the distribution of deaths by age will not be an exact match to $d_f(x)$.

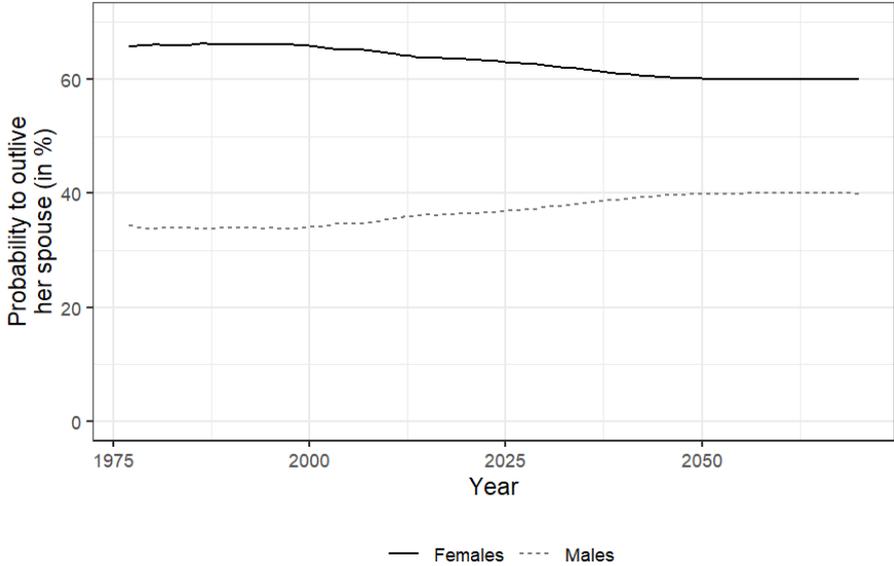
B Additional results with mortality tables

FIGURE B.1 – Widowhood duration variation over cohorts



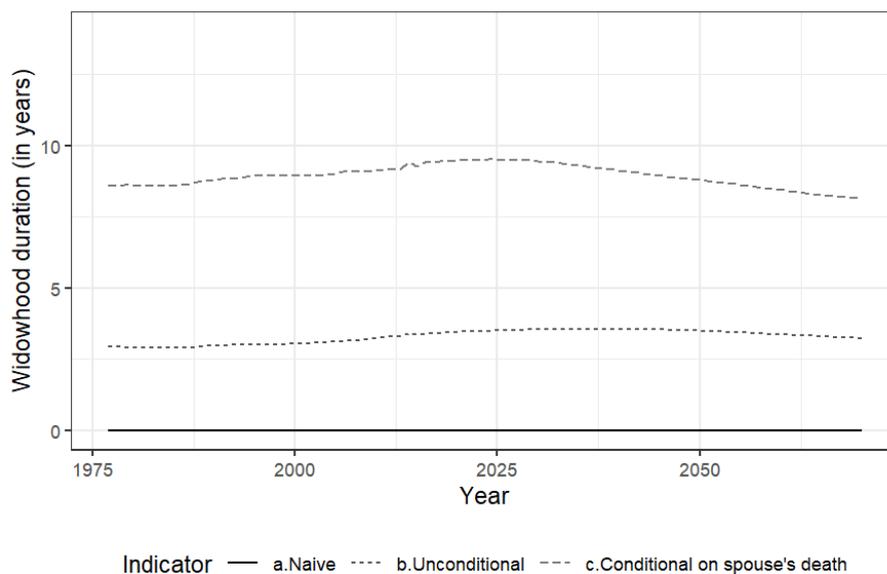
SOURCE : Insee mortality tables. Authors' calculations.

FIGURE B.2 – Evolution of widowhood probability over years



SOURCE : Insee mortality tables. Authors' calculations.

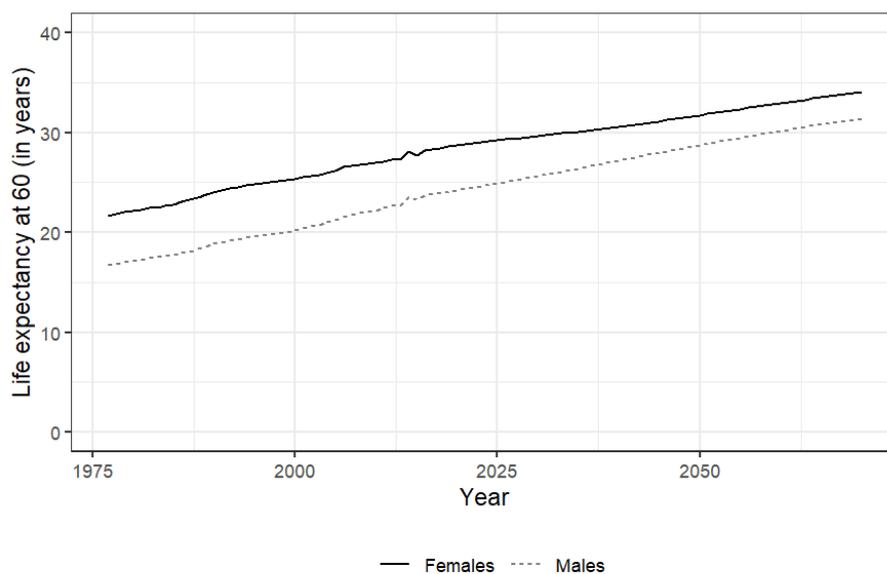
FIGURE B.3 – Evolution of male widowhood duration over years



NOTE : The naïve indicator is defined as the difference between spouses' individual life expectancies plus the age difference between spouses. Male widowhood duration, which should be negative given the fact that women have a higher life expectancy in average, is nevertheless bounded to zero.

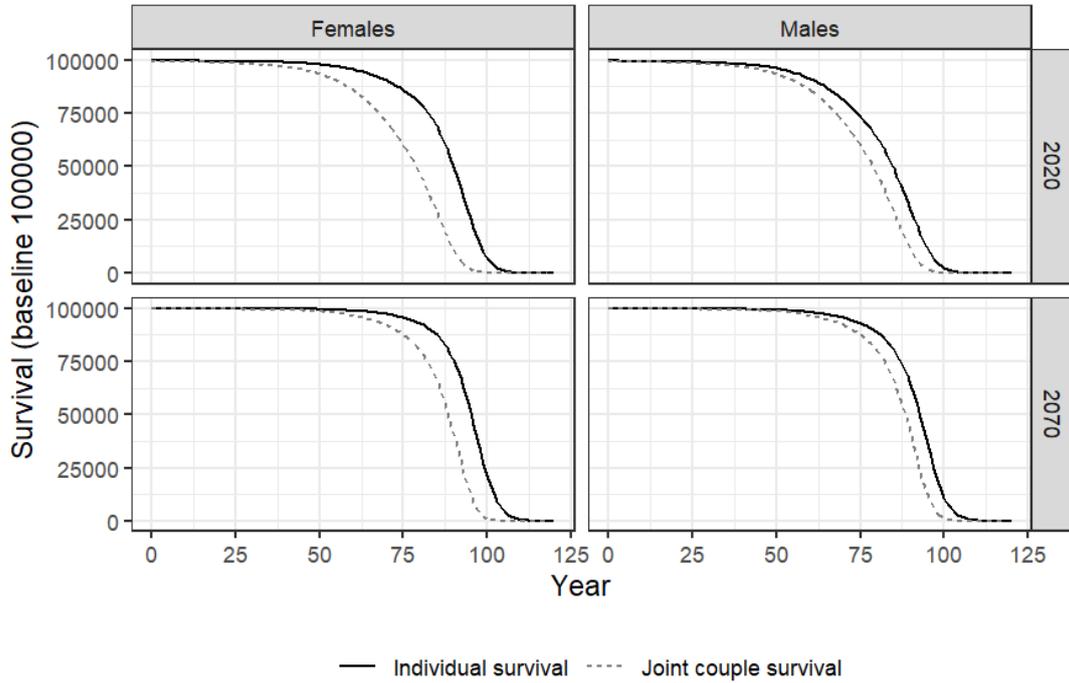
SOURCE : Insee mortality tables. Authors' calculations.

FIGURE B.4 – Life expectancy at 60 over years



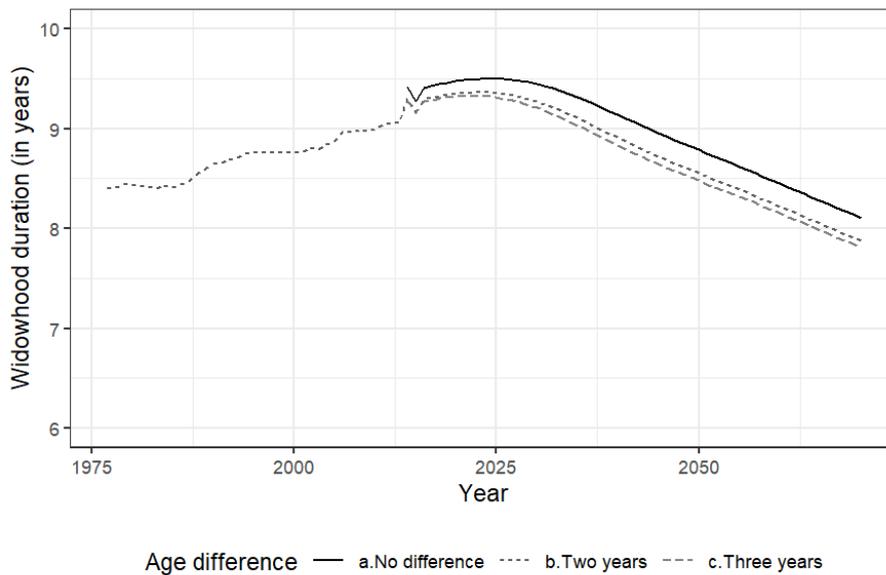
SOURCE : Insee mortality tables. Authors' calculations.

FIGURE B.5 – Males and females' survivals in 2020 and 2070



SOURCE : Insee mortality tables.

FIGURE B.6 – Male widowhood duration according to age difference between spouses



NOTE : No difference corresponds to the first tercile of age difference between spousal distributions; a two-year age difference corresponds to the median of the distribution; and a three-year difference to the upper tercile.
 SOURCE : Insee mortality tables. Authors' calculations.

TABLE B.1 – Difference between spouses’ individual life expectancies, per socio-professional category

| | | Male category | | | | | | | |
|-----------------|-----|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| | | Tot | F | C | Ex | I | Em | B | Ina |
| Female category | Tot | 6.4 | 5.5 | 5.7 | 3.5 | 5.1 | 6.2 | 7.8 | 11.7 |
| | F | 6.6 | 5.7 | 5.9 | 3.7 | 5.4 | 6.4 | 8.0 | 11.9 |
| | C | 6.9 | 6.0 | 6.2 | 4.0 | 5.7 | 6.7 | 8.3 | 12.2 |
| | Ex | 8.2 | 7.3 | 7.5 | 5.3 | 6.9 | 8.0 | 9.6 | 13.5 |
| | I | 7.4 | 6.5 | 6.6 | 4.5 | 6.1 | 7.1 | 8.7 | 12.7 |
| | Em | 6.8 | 5.9 | 6.1 | 3.9 | 5.5 | 6.6 | 8.1 | 12.1 |
| | B | 5.9 | 5.0 | 5.2 | 3.0 | 4.7 | 5.7 | 7.3 | 11.2 |
| | Ina | 5.6 | 4.7 | 4.9 | 2.7 | 4.3 | 5.4 | 7.0 | 10.9 |

NOTE : F stands for farmers ; C for craftsman and craftswomen ; Ex for executives ; I for intermediate professionals ; Em for employees ; B for blue-collar workers and Ina for inactive.

SOURCE : Insee mortality tables. Authors’ calculations.

TABLE B.2 – Male widowhood duration (in years), per socio-professional category

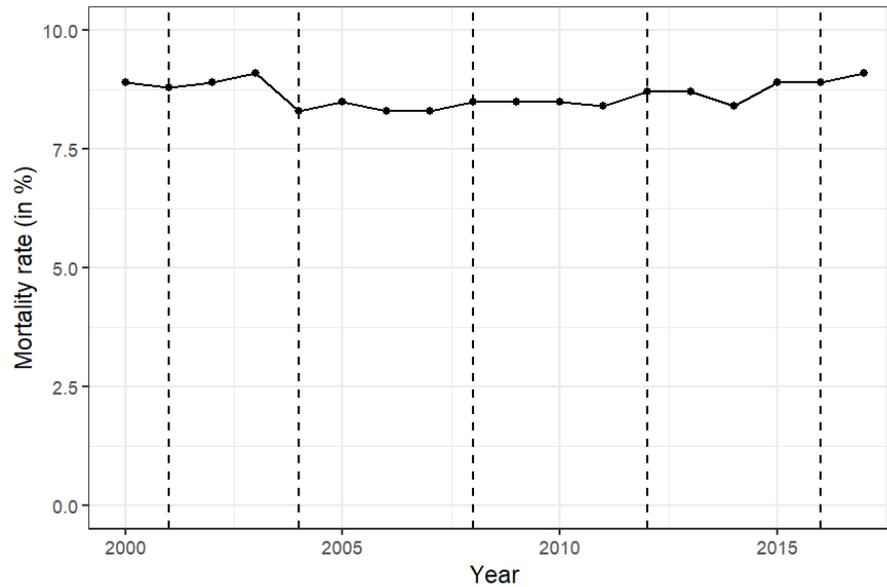
| | | Male category | | | | | | | |
|-----------------|-----|---------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | Tot | F | C | Ex | I | Em | B | Ina |
| Female category | Tot | 8.4 | 8.4 | 8.4 | 8.7 | 8.5 | 8.4 | 8.2 | 8.0 |
| | F | 8.0 | 8.0 | 8.0 | 8.3 | 8.1 | 8.0 | 7.8 | 7.6 |
| | C | 8.0 | 8.1 | 8.1 | 8.3 | 8.1 | 8.1 | 7.9 | 7.7 |
| | Ex | 7.5 | 7.5 | 7.5 | 7.7 | 7.6 | 7.5 | 7.4 | 7.3 |
| | I | 7.8 | 7.9 | 7.9 | 8.1 | 7.9 | 7.8 | 7.7 | 7.5 |
| | Em | 8.1 | 8.1 | 8.1 | 8.3 | 8.2 | 8.1 | 7.9 | 7.7 |
| | B | 8.5 | 8.5 | 8.6 | 8.8 | 8.6 | 8.5 | 8.3 | 8.1 |
| | Ina | 9.4 | 9.4 | 9.4 | 9.7 | 9.5 | 9.4 | 9.2 | 8.8 |

NOTE : F stands for farmers ; C for craftsman and craftswomen ; Ex for executives ; I for intermediate professionals ; Em for employees ; B for blue-collar workers and Ina for inactive.

SOURCE : Insee mortality tables. Authors’ calculations.

C Additional empirical results

FIGURE C.1 – Mortality rate evolution



NOTE : Vertical dashed lines correspond to the different data waves we use in our analyses.
SOURCE : Insee, population estimates and vital statistics.

TABLE C.1 – Number of widows, per pension scheme

| | | Deceased's scheme | | | | | | |
|-------------------|-----|-------------------|-------|-----|-------|-------|--------|-----|
| | | Tot | F | C | Ex | CS | Em | Oth |
| Survivor's scheme | Tot | 24,817 | 1,958 | 713 | 2,807 | 4,481 | 14,497 | 361 |
| | F | 2,163 | 1,578 | 27 | 27 | 103 | 423 | 5 |
| | C | 101 | 1 | 18 | 13 | 19 | 49 | 1 |
| | Ex | 745 | 2 | 10 | 318 | 91 | 294 | 30 |
| | CS | 1,875 | 9 | 38 | 271 | 799 | 725 | 33 |
| | Em | 13,902 | 234 | 447 | 1,709 | 2,478 | 8,846 | 188 |
| | Oth | 6,031 | 134 | 173 | 469 | 991 | 4,160 | 104 |

NOTE : F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others.
SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

TABLE C.2 – Male widowhood duration (in years), per pension scheme

| | | Deceased's scheme | | | | | | |
|-------------------|-----|-------------------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|
| | | Tot | F | C | Ex | CS | Em | Oth |
| Survivor's scheme | Tot | 8.1 | 8.1 | 9.7 | 7.3 | 8.5 | 8.1 | 7.6 |
| | F | 8.3 | 8.1 | NA | NA | NA | 9.0 | NA |
| | C | 8.8 | NA | NA | NA | NA | 8.6 | NA |
| | Ex | 8.0 | NA | NA | 7.9 | 7.4 | 8.1 | NA |
| | CS | 8.3 | NA | NA | NA | 8.8 | 7.9 | NA |
| | Em | 8.2 | 7.3 | NA | 6.3 | 8.9 | 8.2 | NA |
| | Oth | 6.7 | NA | NA | NA | 8.3 | 6.0 | NA |

NOTE : F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others. We do not show durations for scheme combinations with fewer than 30 observations (NA cells).

SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

TABLE C.3 – Number of widowers, per pension scheme

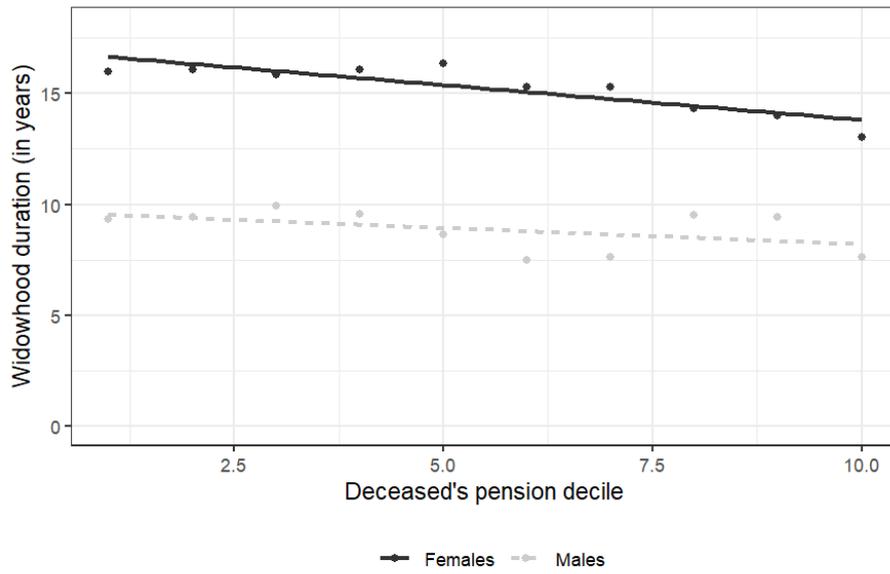
| | | Deceased's scheme | | | | | | |
|-------------------|-----|-------------------|-----|----|-----|-----|-------|-----|
| | | Tot | F | C | Ex | CS | Em | Oth |
| Survivor's scheme | Tot | 3,914 | 354 | 20 | 149 | 654 | 2,704 | 33 |
| | F | 397 | 295 | NA | 1 | 10 | 90 | 1 |
| | C | 105 | 5 | 2 | 1 | 16 | 81 | NA |
| | Ex | 592 | 2 | 4 | 76 | 118 | 387 | 5 |
| | CS | 688 | 6 | 2 | 26 | 305 | 345 | 4 |
| | Em | 1,974 | 44 | 12 | 34 | 174 | 1,700 | 10 |
| | Oth | 158 | 2 | NA | 11 | 31 | 101 | 13 |

NOTE : F stands for farmers, C for craftsman and craftswomen, Ex for executives, CS for civil-servants, Em for employees and blue-collar workers and Oth for others.

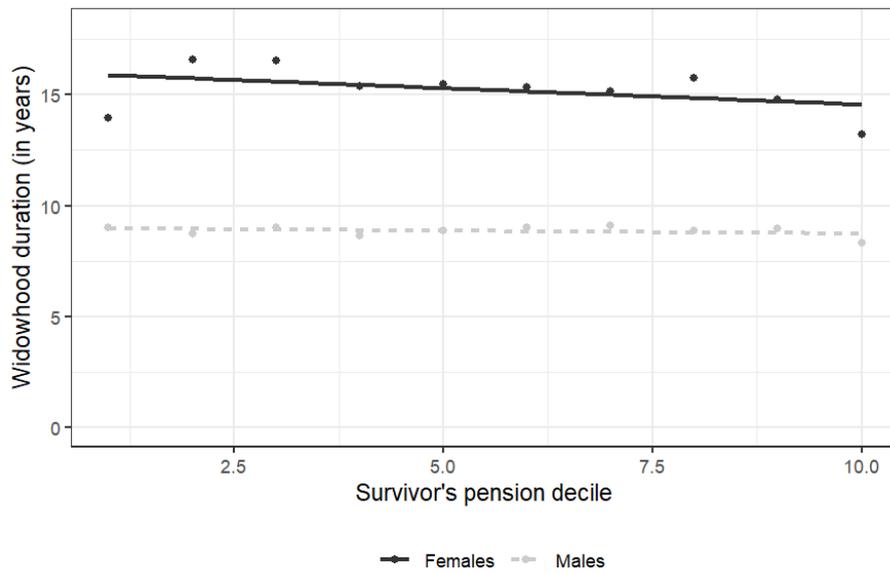
SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.

FIGURE C.2 – Widowhood duration according to pension level

(a) According to deceased's pension benefits



(b) According to survivor's pension benefits



SOURCE : EIR 2001, 2004, 2008, 2012 and 2016.